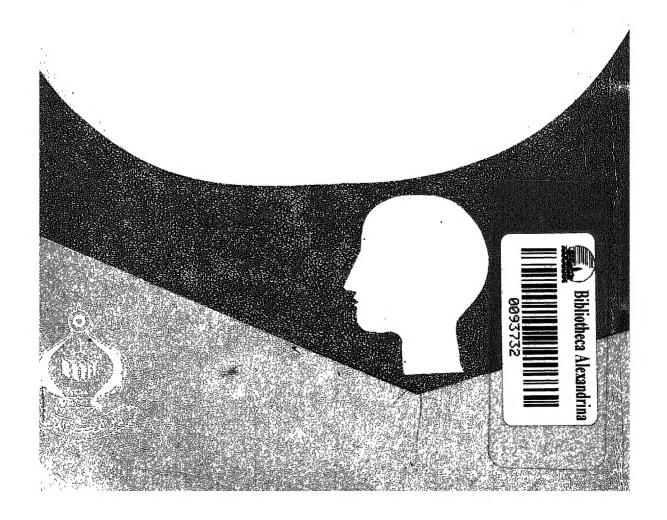
nverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)

suil suasif

الدكتور السيد محمد خيرى





الإحصاء النفسى

تأليف

الدكتور السيد محمد خيرى

أستاذ ورئيس قسم علم النفس كلمة التربية - جامعة الرياض

الهيئة العادة الكتدة الأسكندرية رقم السريل كالكال كالكال رقم التسميل كرياك الكالكال كالكالكال ١٤١٧هـ/١٤١٧ع

ملتزم الطبع والنشر لس حار الفكر الحربي

الإدارة 42 شارع عباس العقاد ـ مدينة مصر ت ٢٧٥٢٩٨٤ ـ ٢٧٥٢٩٩٤

۱۵۰,۱۸۲ السيد محمد خيري.

سى إح الإحصاء النفسى / تأليف السيد محمد خيرى . _ القاهرة : دار الفكر العربي، ١٩٩٧ .

٣١٢ ص : إيض ؛ ٢٤ سم.

يشتمل على إرجاعات ببليوجرافية وحواشي.

تدمك ٧/٧٠١٠/٠٩٠٧٩

١ - علم النمس - الطرق الإحصائية. أ- العنوان.

بنغ اليثة والرجن الرحيم

فَالنَّقَالَ وَقُلُرَبِ زِذْ فِيْ عِلْمًا "

صدق لالدالعظيم



بسم الله الرحمن الرحيم

مقدمــة:

القياس هو الأسلوب العلمي الذي يحول الأوصاف اللفظية الى ابعاد محددة وهو الأسلوب الذي يطور العلوم ويدفع بها نحو الموضوعية .

والعلوم الانسانية لا زالت علوما متطورة ، فقد كانت فرعا من الفلسفة وكسان الفيلسوف يعتمد على الجدل المنطقي ، وعندما تدخلت الأساليب العلمية في بحوث هذه العلوم اعتمدت بادىء ذي بدء على الحالات الفردية والحبرات الحاصة ، ولكن هذه العلوم ما لبثت ان اتحذت دراسة الانسان بوجه عام وعلاقاته بغيره وتأثره بما حوله وتأثيره فيه أساسا للدراسة ، واقتضى ذلك منه أساليب يضبط بها جمع الحقائق التي يتوصل بها . وأساليب أخرى يعالج بها ما يجمعه من حقائق بغية التوصل الى ما يستطيع أن يستخلصه من نتائج .

ولهذا كان الباحث الانساني محتاجا دائما الى الأساليب الاحصائية يضبط بها بحوثه ويستنتج عن طريقها نتائجه .

وان كنا نقدم اليوم كتابا للاحصاء لطالب كلية النربية فما ذلك الا لأننا نؤمن أن خريج هذه الكلية لا بد وأن يكون باحثا علميا قبل كل شيء ، مادته الانسان وسلوكه وأدواته الضبط وتحويل الملاحظات الى كميات تقاس وتقارن عن طريق فنـــون الاحصاء.

وقد حاولنا في هذا الكتاب تبسيط المادة للطالب حتى تكون مستساغة لديه يتقبلها بتفهم وميل ويستخدمها باستساغة واتقان وقد اقتصرنا في هذا الكتاب على الموضوعات الأساسية التي لا يستغني عنها طالب علم النفس أو التربية أو الباحث فيهما .

ولعلنا نكون بذلك قد أسهمنا في تطوير هذه العلوم وتقدمها وفي تطوير البحوث الانسانية بعامة في وطننا العربي .

والله ولي التوفيق ، ، ،



الأبر المتدل

تصنيف البيانسات وتمثيلها بالرسم

- القياس في علوم الانسان .
 - التوزيع التكراري .
 - » تمثيل التوزيع بالرسم .

المضلع التكراري

المدرج التكراري

المنحنى التكراري

المنحنى التكراري التجمعي

خاتمة في التمثيل بالرسم

a judi



القياس في علوم الانسان:

يقصد بالقياس تحديد درجة امتلاك شيء أو شخص لصفة من الصفات وتبعا لهذا المعنى فان الفرد يحتاج الى القياس في جميع تصرفاته اليومية ، ويستعمل القياس في كل حالةً يتسني فيها الوصف بالأرقام ، ويدخل ضمن القياس العد والترتيب ترتيبا تصاعديا أو تنازليا بالنسبة لخاصية معينة أو صفة خاصة ، فتستطيع أن ترتب عددا من الأشخاص من حيث الطول أو الوزن أو المستوى الاقتصادي أو الذكرة .. الخ طالما أن هذه الصفات الجسمية أو الاجتماعية أو النفسية يمكن أن تختلف من فرد لآخر من الناحية الكمية . وترتيب الأشخاص أو ــ الأشياء يفيد كثيرا في مقارنتها بعضها بعض ، بل ويفيد أيضا في بيان مركز الفرد بالنسبة لمجموعته ، فاذا كان ترتيب (أ) الثاني في مجموعته البالغ عددها عشرة أشخاص ، أمكن أن نقول أن هناك فردا واحدا يفضله في الناحية التي اتخذت أساسا للترتيب ، بينما هناك ثمانية غيره متأخرون عنه فيها . ولكن طريقة ترتيب الأفراد لا تفيد أكثر من ذلك ، فهي لا تدل على مقدار امتلاك الشخص للصفة المطلوبة الا بدرجة نسبية ، أي أنها لا تدلنا مثلا على مدى تفوق الأول على الثاني ، كما لا يمكن أن نستنتج من الترتيب أن الفرق بين الثاني والأول يعادل الفرق بين السادس والخامس ، بالرغم من أن الفرق في الرتب متساو في الحالتين . فالرتب لا تخضع للعمليات الحسابية المعتادة كما تخضع الدرجات أو القيم كالدقائق والأرطال والدرجات ، بينما لو أمكن تحديد قيم للأفراد أتاحت هذه القيم فرصا كثيرة لاستنتاجات تتعلق بهذه القيم كما يمكن استخدام هذه القيم في عمليات أخرى يستفيد بها الباحث لأغراض شي .

والطريقة الشائعة الاستخدام في القياس تكون باعطاء الفرد أو الشيء قيمة خاصة .

فالباحث في علوم التربية والنفس والاجتماع يطبق اختبارا تحصيليا أو نفسيا على عدد من الأشخاص وبعطي كلا منهم درجة تدل على مدى تحصيله أو مدى اتصافه بصفة نفسية خاصة ، أو درجة اعتناقه لرأي اجتماعي معين أو درجة تعصبه لجهة من الجهات

وتحديد قيمة الشيء عدديا فيه فرض ضمني بأن الصفة التي نقيسها لها وحدات يمكن اتخاذها أساسا للتقييم . كما أن فيه افتراض ضمني آخر وهو أن الوحدات تسير بتسلسل منتظم وبفترات متساوية ، هذا والتقدير في كثير من اختبارات التحصيل أز القدرات أو السمات النفسية قد يتخذ صورا أخرى غير الدرجة ، ففي بعض الاختبارات يتخذ مستوى للصعوبة التي يقف عندها الفرد مقياسا للتحصيل أو التفوق كما يتخذ في بعضها الآخر مرعة أداء الشخص لعمل معين ، بأن يحسب الزمن الذي يستغرقه في أداء هذا العمل ، أو كمية العمل التي تتم في زمن معين ، وفي أغلب الاستبيانات الاجتماعية يتخذ عدد الاجابات بنعم أو لا مقياسا للاتجاه العقلي أو شدة أو مدى اعتناق الشخص لفكرة خاصة .

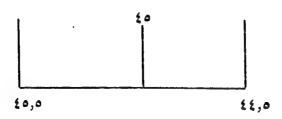
وبالرغم من أن درجات الاختبار التحصيلي أو النفسي أو الاستهان لا تختلف عن القيم المادية التي تصف الأشياء الطبيعية الأخرى كالحجم والمساحة .. الخ . في أنها تخضع للعمليات الحسابية المختلفة كالجمع والطرح والضرب .. الخ الا أن هناك فرقا أن المات الحسابية المختلفة كالجمع والطرح والضرب .. الخ الا أن هناك فرقا أن المات المات الله الوزن تعادل ضعف المات المات الله المات المات

رة على وجه الاطلاق.

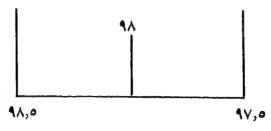
"مية الى قسمين مختلفين ، هما القيم المستمرة Continuous والقيم الأول يمكن تمثيله بنقط متتابعة لا حصر لها على مستقيم واحد ، اعدد لا حصر له من القيم المثلاصقة بحيث لا ينقطع تتابعها أن نحصل ضمن هذه السلسلة المتتابعة على أية قيمة مهما كان نجم أطوال الأشياء ، فالطول صفة لا تنقطع وحداته . فبين ه عد مثلا ١,٥ سم ، ٢,٥ سم . . الخ . . كما نستطيع أن نجد ١١،٥ ن سم . . الخ . . . الخ تفيل متقطع القيم ، ذلك لأن حوبعضها ، أي أنه بين الرقم ٣ (٣ أشخاص) وبين الرقم ٤ لا تملؤه قيم متدرجة . فلا يمكننا أن نجد مجموعة بها ٣,٧ شخصا

أو ٣,٩٢ شخصا وهكذا .

وعلى هذا نستطيع أن نفهم للقيم في المقياس المتصل معنى يختلف قليلا عن الذي نفهمه عادة . فأية درجة في اختبار أو أي مقياس للطول ، ما دام التقويم في كليهما متصلاً يمكن أن ينظر اليه على أنه مسافة بين نقطتين ، فدرجة ٤٥ في اختبار ما يمكن اعتبارها لا على أنها نقطة منفصلة محددة على المقياس ، بل على أنها مسافة حدها الأدنى ٤٤٥ مع اعتبار أن النقطة الوسطى في هذه المسافة هي التي تعادل الدرجة ٤٥ .



ويكون معنى الدرجة ٩٨ على نفس هذا الأساس المسافة المحددة بالدرجتين ٩٧،٥ و ٩٨،٥ .



وهكذا بينما يختلف الحال في القيم المتقطعة ، ذلك لأن كلا منها قيمة تمثلها نقطة على المستقيم الذي يبدأ بالقيمة الصغرى وينتهي بالقيمة الكبرى .

التـــوزيع التـــكراري :

التوزيع التكراري وسيلة لتصنيف البيانات التي سبق جمعها ، فالباحث في هذه العملية يقوم بعمل فراز البريد الذي يقوم بفرز الخطابات حسب الجهة المرسلة ، الا أن الباحث في تصنيف بياناته هو الذي يختار الفئات التي يحددها لنفسه . فهدف التوزيع التكراري اذن ترتيب البيانات وتقسيمها تقسيما يسهل ادراك ما بينها من علاقات ، ويوضح صفاتها ودلالتها . فاذا احتاج بحث الى جمع حالات من أفراد ذوي دخول يومية مختلفة وعددهم ٦٠ فردا وكانت دخولهم اليومية بالريال كالآتي :

٤٤	44	٤٣	٣٨	٥٦	٦٤	٤٦	۳۵	۱۸	77	41	40
77	٤٧	00	19	77	74	۲۸	77	44	٤٤	٣٨	44
10	40	٥١	٧	14	40	19	41	44	V)	20	7.8
70	٥٦	٦٧	٤٨	٩	۱۸	44	Yo	**	٤٥	۱۷	٨
۸۵	٥٨	٦.	77	47	3.4	٦	٥٩	٣٦	77	44	١٥

جدو ل (١) الدخول اليومية لستين فرداً بالريال

فان هذه القيم في وضعها هذا لا يمكن أن تفيد الباحث في اعطائه فكرة واضحة عن هذه المجموعة . ولذلك فانه من الطبيعي عادة أن يفرغ هذه البيانات في جدول يضم القيم المتجاورة في فئة واحدة تنفصل عن غيرها من الفئات . أي أنه يصنف هذه القيم الستين في مجموعات .

اختيـــار مـــدى الفئـــة :

ومن الطبيعي أنه لا توجد طريقة واحدة لتقسيم مثل هذه البيانات الى مجموعات متدرجة وتصنيفها تبعا لذلك ، ذلك لأن مدى الفئة أي الفرق بين حدها الأدنى والأقصى يختاره الباحث بنفسه . وعلى هذا فهي نتوقف على الهدف الذي يضعه الباحث من هدذا التصنيف . الا أنه ينبغي أن يكون عدد أقسام التصنيف مناسبا ، فاذا كان عدد الأقسام صغيرا كأن نقسم هذه الدرجات مثلا الى قسمين أو ثلاثة ضاع على الباحث أغلب الفوائد التي يمكنه أن يجنيها من هذا التصنيف ، كما أن مثل هذا الحال يحدث اذا كان عدد الأقسام كبيرا . ومن المستحسن أن يكون عدد الأقسام محصورا بين عشرة وعشرين اذا أمكن ، ولكن ليست هذه قاعدة عامة ينبغي أن نتبعها دائما ، فقد يحدث أن تتجمع القيم المراد تصنيفها في مدى ضيق بحيث يتعذر ايجاد عدد مناسب من الأقسام

ولتحديد الفئات ينبغي ان تحدد أولا الحدين الأدنى والأقصى للقيم المعطاة ففي المثال السابق نلاحظ أن أقل قيمة هي ٧ و أكبر قيمة هي ٧ . أي أن الفئة الأولى في هذه الحالة أو أقل الفئات قيمة ينبغي أن تكون مشتملة على القيمة ٧ . كما يبغي أن تكون أكبر الفئات قيمة مشتملة على القيمة ٧ . كما يبغي أن تكون أكبر الفئات قيمة مشتملة على القيمة ٧٣ . ونظرا لأن مدى توزيع القيم هو ٧٧ – ٧ = ٣٠ ، فيمكننا ان نقسم هذه القيم الى فئات مدى كل فئة ٤ أو ٥ ، أو ٣ ريالات ، أو تكون

حدود الفثات مكررات ٤ ، أي نبدأ مثلا بالقيمة ٤ في الفئة الأولى و ٨ في الفئة الثانية و١٢ في الفئة الثالثة وهكذا .

تسلسل الفئسات:

اذا اعتبرنا الفئة الأولى محددة بين ٤ ، ٨ فأمامنا في هذا الحل أربع طرق للتجمع ، فاما أن نجعل الفئة تبدأ بعد ٤ وتنتهي قبل ٨ ، أي تشتمل على القيم التي تزيد عن ٤ وتقل عن ٨ وتشمل التي بعدها على القيم التي تزيد عن ٨ وتقل عن ١٢ وهكذا ، وهنا نجد صعوبة في وضع القيمة ٨ في هذه الطريقة حيث لا يمكن وضعها في الفئة الأولى أو الفئة الثانية .

و الطريقة الثانية تكون بأن ندخل كلا من ٤ ، ٨ ضمن الفئة ، أي أن نجعل الفئة من ٤ ــ ٨ بما فيها القيمتين ٤ ، ٨ .

وتسير الفئات بالتسلسل الآتي : ــ

٤ فما فوق - ٨

٩ فما فوق -- ١٣

١٤ فما فوق - ١٨

. . . . وهكذا .

وفي هذه الحالة نجد أن مدى كل فئة خمس وحدات وليست أربع ، كما أننا نرى أن هذه الطريقة لا تصلح الا في القيم المتقطعة التي لا يوجد فيها اتصال بين الوحسدات الصحيحة . فاذا فرضنا أن هذه القيم متصلة ، فاننا نصادف صعوبة في تحديد فئة القيم التي بين ٨ ، ٩ أو التي بين ١٣ ، ١٤ أي ما بين الحد الأقصى للفئة والأدنى للفئة التي تليها .

والطريقة الثالثة هي أن تبدأ الفئة بما يزيد عن قيمة خاصة وتنتهي بقيمة محددة ، ففي هذا المثال نستطيع أن نقول :

ما فوق ٤ -- ٨ ما فوق ٨ -- ١٢ ما فوق ١٢ -- ١٦

. . . . وهكسذا

وبذلك نضمن مكانا لجميع القيم سواء كانت البيانات مستمرة أو متقطعة كما هو الحال في الجدول الآتي ، وهو يبين حالة الملكية العقارية سنة ١٩٥٧ في احدى البلاد .

جملة المساحة	عدد الملاك	فئات المساحة
1454 444	774 VE7	أكثر من فدان الى خمسة
٤٠١ ٥٢٥	V9 Y09	أكثر من خمسة الى عشرين
700 777	\$7 AYW	أكثر من عشرة الى عشرين
4.4 1.4	۱۳ ۰۸۸	أكثر من عشرين الى ثلاثين
711 101	9 4.5	أكثر من ثلاثين الى خمسين
279 292	7 444	أكثر من خمسين الى ماثة
277 770	7 1/1	أكثر من مائة الى ماثتين
117 1711	7 147	أكثر من ماثبي فسدان

جلول (٢) الملكية المقارية في احدى البلاد

والطريقة الرابعة وهي عكس السابقة أي تبدأ بقيمة محددة وتنتهي بأقل من قيمة محددة فنقول مثلا:

من ٤ الى اقل من ٨ من ٨ الى اقل من ١٢ من ١٢ الى اقل من ١٦ و هكال

وفي أية طريقة من هذه نجعل التصنيف يتجه اتجاها تصاعديا أي بادئا بأصغر القيم ثم يصعد بالتدريج حتى يصل الى أكبر قيمة أو العكس ، فنقول مثلا :

٤ ــ أقل من ٨

٨ ــ أقل من ١٢

۱۲ اقل من ۱۹

او

من ٦٤ - أقل من ٦٨

من ٦٠ ــ أقل من ٦٤

من ٥٦ ـــ أقل من ٦٠

. و هکسذا

والطريقة التي سنتمها في هذا الكتاب هي طريقة التدرج التصاعدي أي الذي يبدأ بالقيم الصغيرة ويمتهي بالكبيرة ، كما أننا سنتخذ الوضع الذي يبدأ بقيمة محدودة وينتهي بأقل من قيمة محدودة ، وبتطبيق هذا الوضع على المثال السابق (جدول ١) نصل الى التصنيف الآتي .

٤ ـــ أقل من ٨

٨ ــ أقل من ١٢

۱۲ ــ أقل من ۱۳

١٦ ــ أقل من ٢٠

۲۰ ـ أقل من ۲۶

۲۶ ـ أقل من ۲۸

٢٨ _ أقل من ٣٢

٣٢ ــ أقل من ٣٦

٣٦ _ أقل من ٤٠

٤٤ ــ أقل من ٤٤

٤٤ ــ أقل من ٤٤

٤٨ ــ أقل من ٥٦

۲ه ــ أقل من ۵٦

٥٦ ـــ أقل من ٦٠

٦٤ ــ أقل من ٦٤

٦٤ ــ أقل من ٦٨

ولاختصار الوضع يكفي أن نوضح التتابع كما يأتي :

_ 5

– Λ

۱۳ ــ وهكذا

فهذا الوضع يدل على أن الفئة الأولى تبدأ بالقيمة ٤ وتنتهي قبل القيمة ٨ والثانية تبدأ بالقيمة ٨ وتنتهي قبل القيمة ١٢ وهكذا .

بقي أن نحدد عدد الأفراد التي تقع في كل فئة حسب البيانات المعطاة . والطريقة

المتبعة لذلك هي وضع خطوط (علامات) يدل كل خط منها على أن هناك قيمة تتبع الفئة الموضوع بها . فالقيمة الأولى وهي ٣٥ نعبر عنها بخط أمام الفئة (٣٢ - -) ، والثانية وهي ٢٢ نعبر عنها بخط أمام الفئة (٢٠ - -) . الا أنه بما يسهل عد هذه الحطوط أن تجمع في مجموعات من خمس . فاذا كانت أمام الفئة أربعة علامات هكذا / / / وأردنا أن نضع علامة خامسة ربطنا هذه العلامات الأربعة .

والجدول التكراري يحتوي على ثلاثة أعمدة : الأول يبين الفئات ، والثاني يبين العلامات ، والثالث يبين عدد العلامات في كل فئة أو ما نعبر عنه بالتكرار فهو في المثال السابق كما يلى :

		
تكـــرار	علامات	فشسات
٣	111	- 1
Y	//	- A
4	11	- 17
8		- 17
٤	1111	- Y·
Y	//	- Y £
٣	111	- YA
ŧ	1111	- **
1	1	- ٣ ٦
*	//	- t •
•		- 11
Y	11	- £A
*	11	- •Y
•		₽• —
•		- % •
٣	111	- 71
٦.		المجموع

جلول ٣ ــ الحلول التكراري

ومن الواضح أن صحة مجموع التكرارات أي مطابقته لعدد القيم المعطاة لا يدل دلالة كافية على صحة العمل ، فهو يدل فقط على أن جميع القيم قد دونت في الجدول التكراري وأن كلا منها قد دون مرة واحدة ، ولكن لا زال هناك مجال للخطأ في وضع احدى العلامات في الفئة الخاطئة . وليس أمامنا اتلافي هذا الحطأ الا أن نلزم الدقة والحرص في وضع العلامات ولا بأس من تكرار العملية للتأكد من صحتها .

ويلاحظ في مثل هذا الجدول ملاحظتان :

١ _ أن أقل قيمة للتصنيف وأعلى قيمة محددتان في الجدول .

٢ ــ أن الفتات تسير بتتابع منتظم أي أن مدى الفتات متساو .

ولكن يحدث في كثير من الأحيان أن يفضل الباحث تصنيف بياناته في جداول ليس فيها هاتان المميزتان ، كأن يجعل مبدأ التوزيع مفتوحا أي ليس له حد أدنى محدد فتبدأ الفئات مثلا بالفئة أقل من ١٥ ثم تتابع بعد ذلك بانتظام ١٥ – ٢٠ ، ٢٥ ... الخ اذا كان عدد القيم التي تقل عن ١٥ قليلة لا تستحق وضعها في عدد من الفئات أو أن يكون الجدول مفتوحا من طرفه العلوي لنفس السبب ، فقد تكون الفئة الأخيرة مثلا ٥٥فأ كثر ، واليك مثال واقعيا على ذلك .

فالجدول الآتي مفتوح من طرفيه، وهويبين تعداد التلاميذ في سنوات متعاقبة موضحابالألف.

1949	1984	1980	1984	. 1901	فثاتالسن
198.	1984	1927	1989	1907	
11	10	7 £	77	44	أقل من ٥سنوات
٤٨٨	257	171	171	717	من ه ــ أقل من
٥٧٢	٥٠٩	103	111	111	۸ سنوات من ۸ ـــ أقل من
* \$*	414	٣١٦	۶۸٦	٤١٦	۱۰ سنوات من ۱۰ ــ أقل سن ۲۰
٧٦	٧٨	1.4	104	Y11	من ١٣ سنة من ١٣ – أقــل
٦٥	٦٧	۸٤	۱۲۷	۱۷۸	من ١٦ سنة ١٦ سنة فأكثر
1078	۱٤۸۰	18.4	10.7	14.1	المجموع

جدو ل (٤) جملة التلاميذ في احد البلاد حسب فئات السن(جدو ل مفتوح الطرفين)

كما أنه يضطر الى توزيع بياناته على فئات غير متساوية المدى اذا وجد أن بعض الفئات قليلة التكرار مما يفضل معه ضم كل فئتين أو أكثر واعتبارهما فئة واحدة كما هو الحال في المثال الآتي الذي يبين توزيع مقدار السكان حسب فئات السن به (بالأرقام بالألف) .

1417	1944	1944	1984	فئات السن
140	194	٤٩٠	۸۰۵	أقل من سنة
1079	1047	١٦١٨	7.77	من ۱ ــ أقل من ۵ سنوات
14.1	1009	14.4	72	من ۵ ــ أقل من ۱۰
M	١٥٨٠	19.9	7718	من ۱۰ ــ أقل من ۱۵
Y011	1790	١٣٤٦	14.1	من ۱۵ ــأقل من ۲۰
1474	7477	1111	7017	من ۲۰ ــأقل من ۳۰
۱۷۲۳	71	7445	۲7 ۳۴	من ۳۰ ــأقل من ٤٠
1184	1818	١٦٠٥	1474	من ٤٠ ـــأقل من ٥٠
VoY	۸۰۱	920	1712	من ٥٠ ــأقل من ٦٠
193	019	۸۷۵	Y1Y	من ٦٠ ـــأقل من ٧٠
۲۸۰	704	774	797	من ۷۰ ــأقل من ۸۰
144	111	118	4.4	من ۸۰ ــأقل من ۹۰
٤٧	٤٠	٤٣	۳٠	٩٠ سنة فأكثر
٤٠	٣٩	**	٥٨	أعمار غير متباينة
١٢٧١٨	1 1 1 1 1 1	10971	14977	المجموع

جدول (٥) يبين عدد السكان في احد البلاد حسب فئات السن

ولا يشترط دائما أن يصنف الباحث بياناته تبعا لفئات عددية ، بل كثيرا ما يحتاج الى أساس نوعي في تصنيفه ، فيقسم المجموعة الكلية الى أنواع مختلفة كما هو الحال في الجدول التكراري الآتي :

.14.	١٧	14	۲۷	197	" Y	19	٤٧	درجة التعليم
اناث	ذ کور	اناث	ذ کور	اناث	ذ کور	اناث	ذ کور	ر د ده یم
		777	10.7	702	1711	478	***	ملمون بالقراءة والكتابة
		٤	44	7 £	۱۰٤	٥٣	127	فقــط حملة شهادات أقل من متوسطة
		١	71	٤	40	1٧	47	حملة شهادات متوسطة
		١	11	١	70	٣	٤٤	ه ه عالية
1		_	_	_	٤	_	٥	۱ ۱ فنية عالية
		_	_	_	7	_	٣	۱ ۱ خصوصیـــــــــــــــــــــــــــــــــــ
		٠٦	• * •	١	•	١	,	 الية من الخارج
118	٨٤٧	7/12	۱۳۸۷	٦٨٤	١٨٨٦	444	1507	الجملـــة

جدول (٦) تعداد المتعلمين في احد البلاد حسب التعليم مقدار بالألف

(*) يشمل الحاصلين على شهادات أجنبية من مختلف الدرجات .

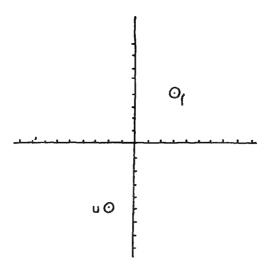
تمثيل التوزيسع بالسرسم:

يعطينا الجحدول التكراري صورة عامة عن توزيع القيم ، أي تكرارها النسمي . الا أنه يفضل دائما أن يمثل هذا التوزيع بالرسم فذلك يعين على زيادة الوضوح والمقارنة السريعة . ويستعمل في التمثيل بالرسم طرق عديدة أهمها :

- ١ المضلع التكراري .
- ٢ المدرج التكراري .
- ٣ المنحني التكراري .
- ٤ المنحني التجمعي .

الأساس الرياضي في التمثيل بالرسم :

يستعمل في الرسم التوضيحي أو البياني محواران متعامدان يطلق على المحور الأفقي المحور السيني والمحور الرأسي المحور الصادي ويطلق على نقطة تقابلهما نقطة الأصل وتكون قيم (س) على يمين نقطة الأصل دائما موجبة ، وتزيد قيمتها كلما بعدت عنها ، وسالبة على يسار نقطة الأصل ، وتزيد قيمتها السالبة كلما بعدت أيضا عنها ، أما في المحور الصادي فتكون القيم الموجبة هي التي فوق نقطة الأصل ، والقيم السالبة هي التي تحتها ، فالنقطة (أ) في الرسم هي المعبرة عن س = : ٣ و ص = ٤ والنقطة (ب) هي المعبرة عن س = - ٢ و ص = - ٥



شكل (١) الرسم البياني

يحتاج مثل هذا الرسم بطبيعة الحال الى ورق مربعات ، مقسم طولا وعرضا الى سنتيمتر ات ومليمتر ات أو غير ذلك من الوحدات.

ولا يشترط مطلقا أن نعبر في الرسم عن كل وحدة في القيم بمسافة طولها سنتيمتر واحد ، بل قد نضطر في كثير من الأحيان الى التعبير عن كل وحدة بجزء من السنتيمتر أو أكثر من سنتيمتر . فاختيار الوحدات يتوقف على الحيز الذي نرسم فيه والقيم التي نريد تمثيلها ، ولكن من المستحسن أن يكون عرض الرسم أكبر قليلا من ارتفاعه .

المضلم التكراري:

لتوضيح الجدول التكراري باستعمال المضلع ، نستعمل عادة المحور الأفقي لتمثيل الفئات والمحور الرأسي لتمثيل التكرار ، وتنحصر خطوات العمل فيما يأتي :

١ اختر المقياس المناسب لتمثيل الوحدات المعطاة في الجدول ، فمثلا في الجدول التكراري الآتي الذي يبين تكرار درجات مجموعة من الأشخاص في مقياس للاتجاهات العقلية :

التكر ار	فثات الدرجات
٤	- Y·
٧	_ Ye
٦	- r·
10	40
٣٨	£•
77	_ £ 0
۱۲	o·
٨	_ 66
11	— ۲۰
٦	<u></u> ኘø
144	المجمــوع

جدو ل (v) توزيع الدرجات في مقياس للاتجاهات العقلية

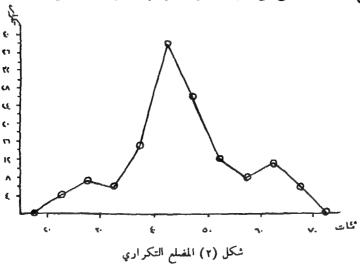
نجد عشر فئات ، فنستطيع اتخاذ كل (١) سم في المحور الأفقي لكل فئة ما دام عرض الورقة التي نستعملها أكثر من ١٠ سم ، وفي حالة التكرارات التي تمثل على المحور الرأسي نجد أن أكبر تكرار في الجدول هو ٣٨ ، فلو اتخذنا كل (١) سم ممثلا خمس تكرارات احتجنا في ذلك الى ٨ سم على الأقل ، وهو ارتفاع مناسب للشكل.

٢ - ضع حدود الفئات في المحور الأفقي ودرج المحور الرأسي مبينا ما تمثلـــه
 الارتفاعات المختلفة من التكرار .

عبر عن تكرار كل فئة بنقطة توضع في مركز الهئة تماما وعلى ارتفاع معادل
 لتكرارها حسب المقياس الذي سبق اتخاذه .

عن ذلك هو المضلع المتالية بمستقيمات فيكون الشكل الناتج عن ذلك هو المضلع المطلوب .

ومن المتبع عادة أن يضاف الى التوزيع في الرسم فئتان احداهما أقل من أصغر فئة في التوزيع والأخرى أعلى من أكبر فئة فيه . ويكون تكرارهما بطبيعة الحال صفرا .



المقارنة بين توزيعين مختلفين باستعمال المضلع التكراري :

ليس من السهل أن نحصل على مقارنة صحيحة بين مجموعتين بمجرد ملاحظة الجدول التكراري لكل من التوزيعين ، والتوضيح بالرسم يؤدي في ذلك خدمة للباحث ، ولكن احدى المشاكل التي نصادفها هي الحالات التي يختلف فيها مجموع التكرارات في التوزيعين ، وذلك لأن مقارنة ارتفاع المضلع في الفئات المختلفة لا تعطي صورة واضحة في هذه الحالة عن حقيقة اختلاف التوزيعين ، والحل الوحيد اذا ما حدث هذا الاختلاف في العدد الكلي للقيم أن نلجأ الى استخراج النسب المثوية للتكرار في كل فئة بالنسبة لمجموع في التكرار في كل من المجموعتين ، بذلك نوحد بين مجموع التكرارين بجعل كل منهما مائة .

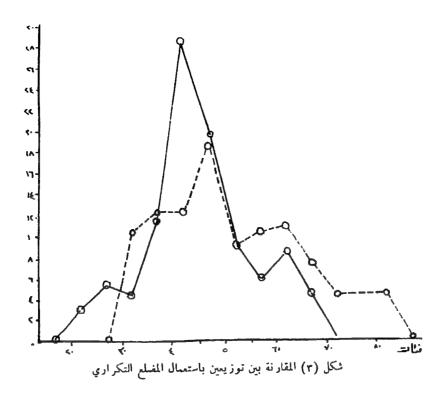
مثال : طبق نفس مقياس الاتجاهات السابقة جدول (٧) على مجموعة أخرى فكان توزيع الدرجات كما هو مبين في الحدول رقم (٨) .

التكــرار	الفئات
40	<u> </u>
۳۲	_ Yo
۳.	- 4 •
٤٦	_
44	_ 6 •
70	_ 00
YV	- 7.
١٨	_ To
١.	_ Y•
1.	_ Yo
710	المجموع

جدول (٨) توزيع درجات مجموعة أخرى في مقياس الاتجاهات العقلية

عة الثانية	المجمو	عة الأولى	المجمو	!!
النسبة المئوية	التكرار	النسبة المئوية	التكراو	المثات
_	_	٣	٤	_ Y•
_	_	۵,۳		_ 40
۲۰٫۲	40	£.a	٦	- 4.
١٣	44	11,4	10	- 40
۱۲,۲	۳۰ ا	۲۸٫٦	۳۸	- £ ·
۱۸٫۸	£7	19,0	77	- 10
4	77	4	14	_ 0 .
۱۰,۲	40	*	٨	cə
11	77	۸,۳	11	- 4.
٧,٤	١٨	٤,٥	١ ،	_ 70
٤,١	1.	_	-	- V•
1,1	١٠.	-	_	- Va
١٠٠	740	١	144	المحموع

جدر . (۹) التوريع المثرى الدرحات في المحموعتير



ويتضح من الرسم عدة ملاحظات نذكر منها :

١ - أن درجات المجموعة الثانية أكبر بوجه عام من درحات المجموعة الأولى ،
 ذلك لأن المضلع الذي يمثلها ينتشر في القيم الكبيرة أكثر من مضلع المجموعة الأولى

٢ — قد يبدو من هيئة المضلعين أن انتشار توزيع الدرجات (التشتت) متعادل تقريبا في المجموعتين ولكن الواقع أن انتشار درجات المجموعة الأولى أقل من انتشار الثانية ، وذلك لأن درجات تجمع درجات المجموعة الأولى حول وسط المضلع أكثر منه في المجموعة الثانية ، بالرغم من أن الفرق بين اتساع المضلعين صغير كما يبدو في الرسم وسيأتي توضيح ذلك في الباب الثالث عند الكلام عن مقاييس التشتت .

تسوية المضلع التكـــراري :

لا يستطيع الباحث أن يجري بحثه على جميع الأفراد الذين يجب أن يشملهم البحث ، فهو مضطر لأن يجري بحثه عادة على عينة محدودة . ولا ينتظر مطلقا أن يكون توريع

العينة مطابقا للتوزيع الأصلي للمجموعة كلها . وكلما كانت العينة صغيرة العدد كلما كان متوقعا أن يشتمل التوزيع على أجزاء غير منتظمة تفسد الشكل العام للتوزيع ، ولذلك فانه من المفيد في كثير من الأحيان أن يعمل تعديل للتوزيع حتى يتخلص الباحث من مظاهر عدم الانتظام التي تنتج عن عامل الصدفة واختيار العينة .

واحدى طرق تعديل التكرار أن يعطى لكل فئة تكرار يعادل متوسظ تكرار ها مع تكرار الفئة التي قبلها والتي بعدها ، فاذا طبقنا ذلك على الجدول التكراري رقم (٧) نجد أن الفئة الأولى (٢٠ –) يصبح تكرارها $\frac{\phi + \phi + \phi + \phi}{\phi} = 0$ الا أنه توجد فئة قبلها (١٥ –) كان أصل تكرارها صفر ا فيصبح تكرارها $\frac{\phi}{\psi} = 0$ والفئة الثالثة (٣٠ –) يصبح تكرارها $\frac{\phi}{\psi} = 0$ والفئة الثالثة (٣٠ –) يصبح تكرارها $\frac{\phi}{\psi} = 0$ من أنه توجد فئة بعد الأخيرة (٧٥ –) كان أصل تكرارها صفر $\frac{\phi}{\psi} = 0$ من أنه توجد فئة بعد الأخيرة (٧٥ –) كان أصل تكرارها صفر فيصبح تكرارها $\frac{\phi}{\psi} = 0$ من أنه توجد فئة بعد الأخيرة (ومكذا ، ويطلق على هذه تكرارها صفر فيصبح تكرارها $\frac{\phi}{\psi} = 0$ من أنه توجد فئة بعد الأخيرة (١٥٠ –) كان أصل تكرارها صفر فيصبح تكرارها $\frac{\phi}{\psi} = 0$ من أنه توجد فئة بعد الأخيرة (١٥٠ –) كان أصل تكرارها صفر فيصبح تكرارها $\frac{\phi}{\psi} = 0$ من أنه توجد فئة بعد الأخيرة (١٥٠ –) كان أصل تكرارها صفر فيصبح تكرارها المتحركة .

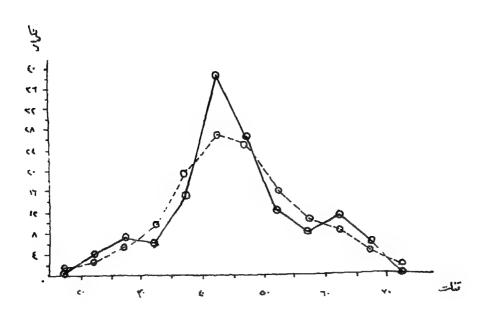
فيصبح الجدول التكراري المعدل كالآتي ٠

التكر ار	الفشات
1.7	- 10
**	~ Y•
٧.٥	_ Yo
4.5	- 4.
14.4	_ Y**
77,7	- £•
70,4	_ 10
10,4	_ e ·
۳۰۰۲	00
۸٫۳	- 11
٧,٥	No
٧,٠	– √.
144.4	المجموع

جدول (١٠) المتوسطات المتحركة

ويلاحظ أن مجموع التكرارات لا يتغير تبعا لهذه التسوية

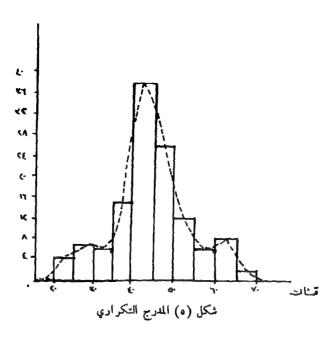
والشكل الآتي يوضح مدى التعديل الذي يحدث في المضلع التكراري نتيجة للتسوية ياستعمال المتوسطات المتحركة .



شكل (؛) تسوية المضلع التكراري

المسدرج التسكراري:

لا تختلف الوسيلة الثانية كثيرًا عن الوسيلة الأولى ، الا أنه في المدرج التكراري يمثل



التكرار بمستطيل بدلا من نقطة ، ويرسم المستطيل على الفئة كلها ويكون ارتفاعه (۱) (طوله) معبرا عن تكرار الفئة . ومعنى هذا أن الطريقتين تختلفان في الفرض ، ففي المدرج التكراري نفترض أن التكرار موزع بانتظام على جميع قيم الفئة ، أما في المضلع نحن نفترض أن جميع قيم الفئة تمثلهم قيمة واحدة هي مركز الفئة ، فالمدرج التكراري لجدول (۷) يكون كالشكل رقم (٥) .

وتكون خطوات العمل في الرسم كالآتي :

١ حدد الفئات على المحور الأفقي ووحدات التكرار على المحور الرأسي (كما هو الحال في المضلع).

٢ ـــ ارسم فوق كل فئة مستطيلا ارتفاعه يمثل تكرار الفئة .

فيكون الشكل الناتج هو المدرج التكراري .

ويلاحظ أن الفرق بين رسم المضلع والمدرج التكراريين أن تكرار الفئة في المضلع

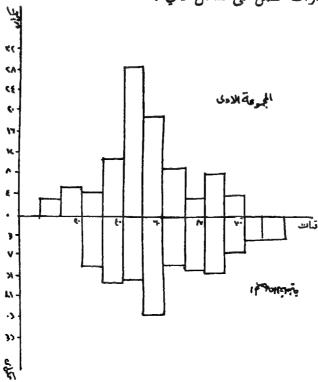
⁽١) الواقع ان الذي يمثل التكر ار هو مساحة المستطيل و لكن المفروض ان عرض المسطيل يمثل وحدة وأحدة و لدلك فان مساحة المستطيل تعادل ار تفاعه (طو له) .

التكراري بمثل بنقطة عند مركز الفئة وأما في المدرج التكراري فيمثل بمستطيل فوق الفئة كلها.

هذا ويمكن أن يرسم كل من المضلع والمدرج التكراريين في رسم واحد كما هو الحال في شكل (٥).

مقارنة توزيعين باستعمال المدرج التكراري :

لعله من الواضح أنه ليس من السهل استعمال المدرج التكراري للمقارنة بين توزيعين نظرا لتعقد الشكل الناتج وصعوبة المقارنة نتيجة لذلك ، اللهم الا اذا استعملت لونين نحتلفين في رسم المدرجين ، ولكن قد يتيسر لنا ذلك اذا استعملنا جهتي المحور الأفقي ، بحيث يرسم أحد المدرجين فوقه والآخر تحته ، وهذا يكون في حالة تساوي العدد الكلي في المجموعتين ، أما في حالة اختلاف هذا العدد فنستعين بالنسب المئوية للتكرار ، كما اتبعنا في رسم شكل (٣) فباستعمال المدرج التكراري لكل من التوزيعين مع استعمال النسب المئوية للتكرارات نحصل على الشكل الآتي :



شكل (٦) مقارنة توزيعين باستعمال المدرج التكراري

inverted by 11ff Combine - (no stamps are applied by registered version)

المنحمي التمكراري:

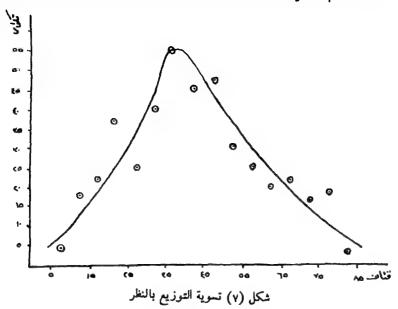
لا تختلف طريقة رسم المنحى التكراري عن طريقة رسم المضلع التكراري الا في استعمال الحطوط المنحنية بدلا من الحطوط المستقيمة المنكسرة ، الا أن المنحى التكراري يستعمل عادة لاعطاء شكل التوزيع بوجه عام ، مع تجاهل ببض مظاهر عدم الانتظام الذي قد يوجد في التوزيع نتيجة للصدف أو لاختيار العينة . ويمكن اعطاء الشكل العام للتوزيع بوسيلة اجتهادية محضة ، وتكون برسم منحنى عام يمر بأكبر عدد من النقط المعبرة عن التكرار الحقيقي للفئات ، وبشرط أن يقترب المنحنى بقدر الامكان من النقط التي لا يمر بها . وهذه الوسيلة بطبيعة الحال تتوقف على التقدير الشخصي . ونستطيع أن نتخلص من العامل الشخصي باستعمال المتوسط المتحرك الذي سبق استخدامه في تسوية المضلع التكراري ، ففي حالة الجدول التكراري الآتي الذي يبين توزيع أعمار مجموعة من الأفراد :

التكرار	الفشات
•	- 0
14	-1.
44	\0
177	Y•
70	~ 40
4.	- r·
••	- 40
10	<u>۔</u> ٤٠
٤٧	10
٣٠	e ·
40	00
٧٠	٠- ۲۰
77	To
۱۷	- ۷۰
19	Yo
	A·
£ ٣1	المجدوع

جدول (١١) جلول تكرارى لأعماد مجموعة من الأفراد

nverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version

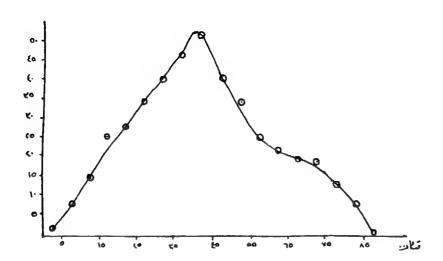
يمكن رسم منحني تكراري بطريقة تقديرية شخصية كالمبين في شكل (٧)



وبحساب المتوسطات المتحركة لتكرارات الفئات يصبح الجدول التكراري كالآتي :

الشكر ار	الفشنات
٧,٧	مسفر
٧,٧	•
10	-1.
Y.47	*
YA .	- Y•
4.6	- Ye
4.	- **
\$7,Y	40
19	- £·
£+,Y	- 10
78	4 *
٧.	**
44,4	− ٦•
14,7	- 10
19,1	V·
۱۳٫۳	Ya
٧,٧	- A·
1,1	— ∧ •
£٣1,1	الحبسوع

جدول (١٢) المتوسلات المتسركة لتوزيع أهمار مجسومة من الأفراد



شكل (٨) رسم المنحني باستعمال المتوسطات المتحركة

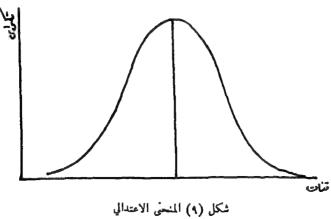
وبهذه الوسيلة نستطيع أن نرسم منحنيا معدلا يمر بجميع نقط التكرار تقريبا .

أنواع المنحنيات التوزيعية الشائعة :

 التوزيعات كما سبق توضيحه . وبذلك تحصل على أشكال معينة للتوزيعات التي تشملها البحوث . وأهم الأشكال الشائعة لمنحنيات التوزيع ما يأتي :

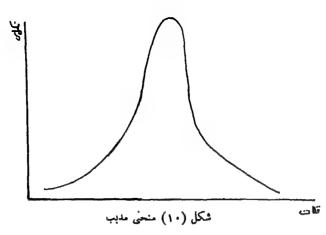
١ _ المنحني الاعتدالي :

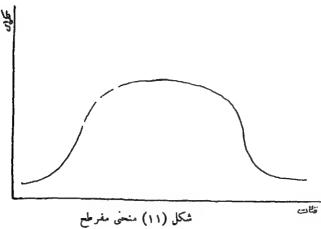
اذا طبق البحث على عدد كبير جدا من الأفراد وأمكن التوصل الى طرق قياس موضوعية خالية خلوا تاما من العوامل الشخصية فان توزيع أغلب القدرات العقلية أو أكثر السمات الانفعالية أو الجسمية تكون موزعة بشكل معين يمثلها منحنى يطلق عليه المنحنى الاعتدالي ، والمنحنى الآتي يمثل توزيع نسبة الذكاء في مجموعة كبيرة جدا من الأفسراد.



ونلاحظ في هذا التوزيع أن عددا قليلا من الأشخاص نسبة ذكائهم ٧٠ بينما يزيد هذا العدد تدريجيا حتى يبلغ أقصاه عند نسبة ذكاء قدرها ١٠٠ ، ثم يتناقص هذا العدد تدريجيا بنفس النظام الذي زاد به قبل ذلك حتى يقل عند نسبة ذكاء ١٣٠ ، وهذا يدل على أن العدد الأكبر من المجتمع متوسط الذكاء أو عادي ، بينما أقلهم عددا هم ضعاف العقول والعباقرة . ومن أهم ما نلاحظه في مثل هذا التوزيع أنه متماثل . أي مكون من نصفين منطبقين تقريبا على هيئة الجرس ، ولذا يسمى في كثير من الأحيان بالمنحى الجرسي وسيأتي الكلام عنه مفصلا فيما بعد .

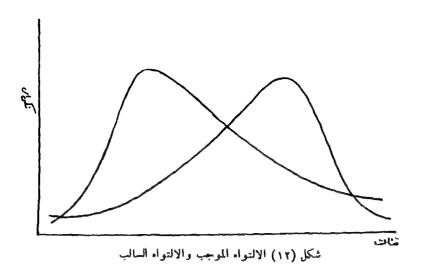
هذا وقد يختلف اتساع منحنى التوزيع عن المنحنى الاعتدالي فيصبح ضيقا مدببا أو واسعا مفرطحا ، وهذا يتوقف على تشتت القيم التي يشملها التوزيع كما في المنحنيين الآتيين :





Y ـ المنحني الملتوي Skewed Curve:

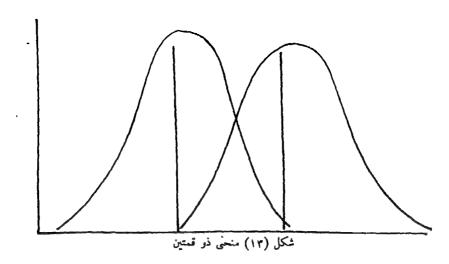
يحدث في كثير من البحوث أن نجد أن التكرارات تتجمع في احدى جهتي المنحى أكثر مما تتجمع في الجهة الأخرى على عكس المنحى الاعتدالي الذي يتساوى فيه توزيع التكرارات على جانبي المنحى . فاذا رسمنا منحى توريع الايراد الشهري لمجموعة كبيرة من الأفراد محدودي الدخل مثلا كانت التكرارات متجمعة عند القيم الصغيرة . ويوصف هذا المنحى بأنه موجب الالتواء Positively skewed أي ملتوي نحو القيم الصغيرة ، وعلى العكس من ذلك اذا اتجه التواء المنحى بحو القيم الكبيرة وصف بأنه سالب الالتواء على Negatively skewed والالتواء قسد يكون ناتجا عن صفة حقيقية في المجتمع الذي يجرى عليه البحث كما في حالة النتائج الدراسية للفصول الضعيفة أو الفصول



القوية ، حيث يكون الالتواء موجبا في الحالة الأولى سالبا في الثانية ، أو راجعا الى سوء اختيار العينة بحيث لو أحسن الباحث اختيار العينة التي يجري عليها البحث لزال الالتواء أو خفت حدته ، أوسوء الطريقة المستحدمة في القياس ، كما في حالة تطبيق اختبار أعلى أو أقل في مستواه عن مستوى العينة المختبرة ، فالاختبار الصعب يعطي توريعا موجب الالتواء بينما يعطى الاختبار السهل توزيعا سالب الالتواء .

" - المنحى المتعدد القمم Multimodal curve -

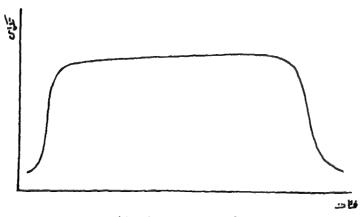
ينتج المنحى المتعدد القمم من عدم اتساق وتناسب العينة التي يشملها البحث ، فيتضح من التوزيع أن هناك انفصالا في المجموعة الكلية الى مجموعتين أو أكثر فاذا استطلعنا رأي مجموعة من الأفراد عن مدى أحقية المرأة في مساواتها بالرجل باستبيان مكون من عدد من الأسئلة وكانت المجموعة تشمل الجنسين : الرجال والساء ، فمس المحتمل أن نحصل من نتيجة هذا الاستبيان على منحى ذي قمتين حيث بحتلف توريع درجات هذا الاستبيان اختلافا يجعل المنحى العام أميل الى الانفصال الى محسيس كما هو الشكل الآتى :



وهناك أشكال أخرى للتوزيعات عدا هذه الأنواع الثلاث الا أنها أندر من سابقتها ظهورا في البحوث النفسية والاجتماعية نذكر منها هنا على سبيل المثال :

: Rectangular Distribution ي. التوزيع المستطيل

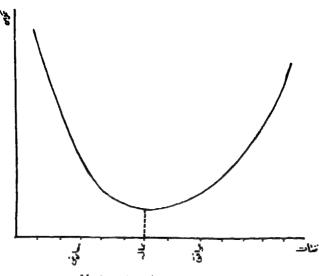
وهو الذي تتساوى فيه تكرار الفئسات :



شكل (١٤) التوزيع المستطيل

٥ ــ التوزيع الذي على هيئة حرف U

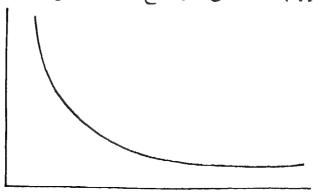
ومن المحتمل أن يظهر مثل هذا التوزيع في الاتجاهات العتملية الواضحة حيث يكثر الأفراد الذين بميلون الى جهة دون أخرى ، ويقل عدد الأفراد المحايدين بين الاتجاهين .



شكل (١٥) توزيع على هيئة حرف U

٣ ــ الترزيع الذيعلى هيئة حرف ١ أو عكسها :

ومن أمثلته توزيع قابلية الأشخاص للاصابة بعدد من الحوادث في فترة زمنية معينة ، فاذا حسبنا عدد الأشهر التي حدثت فيها اصابة واحدة في مصنع معين ، وعدد الأشهر التي حدثت فيها اصابتان وهكذا في فترة عشر سنوات مثلا ، فاننا نحصل على منحنى كالمبين في شكل (١٦) . ذلك لأن عدد الحوادث في أغلب الشهور يكون صغيرا بينما يقل عدد الشهور التي يحدث فيها عدد كبير من الحوادث (بفرض أن ظروف العمل في المصنع طبيعية) كما أن منحنى النسيان يتبع عادة هذا الشكل ومنحنى الحفظ يتبع عكسه .



شكل (١٦) توريع عدد الاصابات في الشهر لمدة سيسة

أسئلة على البـــاب الأول

١ - فيما يأتي درجات خمسين طالبا في اختبار للقدرة اللغوية :

٥	44	72	77	10
**	**	40	٤٤	٣٧
٨	40	27	٣٨	۲۸
11	٤٥	45	٤٥	40
**	٤٩	۲۸	£ Y	۱۸
۳٥	**	19	٣٦	۰۰
۳.	40	44	۳۸	**
44	YV	7 \$	79	**
۳۸	44	40	**	44
17	17	YV	10	١٤

والمطلوب تصنيف هذه الدرجات في جدول تكراري مدى كل فئة فيه ثلاث درجـــات .

- ٢ مثل الجدول التكراري السابق بالرسم مستخدما في ذلك :
 - (أ) مضلعا تكراريا.
 - (ب) مدرجا تكراريا .
- ٣ أعد تصنيف الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى كل فئة فيه خمس
 درجـــات .
- ارسم منحنيا تكراريا للجدول في المسألة السابقة محاولا تسويته بالنظر ثم باستعمال المتوسطات المتحركة .

٦ - قارن بين توزيعي قيم مجموعتي (أ) ، (ب) مستخدما أية طريقة من طرق التوضيح بالرسم :

تكرار مجموعة ب	تكرار مجموعة أ	القــــيم
١٣	77	0
۱۷	40	- 1.
Y0	٤٧	10
77	٥٢	- Y•
٧٠	47	_ 70
77	10	<u> </u>
40	٧.	To
**	١٥	_ ٤٠
YA.	44	_ £ 0
YA	١.	0.
47	11	_ 00
۳۰	11	T•
۳۰	٧	To

جدول (۱۳) جدول تكراري لمجموعتين

(h) (h)

المتوسطات أو القسيم المركزية

- المتوسط الحسابي وطرق ايجاده Arithmetic Mean المتوسط الحسابي للقيم المتجمعة المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة
 - الوسيط أو الأوسط Median
 الوسيط للقيم المتجمعة
 الوسيط بالرسم
 - المنوال أو الشائع Mode
 المنوال بالطريقة الحسابية
 المنوال بالرسم
 - = مقارنة بين المتوسطات الثلاث.
 - = العلاقة بين المتوسطات الثلاث.



المتوسطات أو القيم المركزية

يهتم الباحث دائمًا أن يعبر عن قيم المجموعة التي يشملها البحث بقيمة واحدة تمثلها ، وتؤدي المتوسطات هذا الغرض في البحث ، فأية قيمة مركزية يمكن أن تستعمل لأي غرض من أغراض التوضيح أو المقارنة . وأهم هذه المتوسطات وأكثرها شيوعا في البحوث ما يأتي :

- ۱ ـ المتوسط الحسابي Arithmetic Mean
 - Median ___ ۲
 - ٣ ــ المنوال أو الشــائع Mode

١) المتوسط الحساني :

يستعمل المتوسط الحسابي كثيرا في حياتنا اليومية ، فهو الطريقة المباشرة التي نلجأ اليها عند مقارنة مجموعتين ، فاذا طبقنا اختبارا في مادة من المواد العلمية على فصلين أو مجموعتين وأردنا بعد ذلك أن نقرر أيهما أقوى ، تبادر الى الذهن لأول وهلة أن نستخرج متوسط درجات كل مجموعة ثم نقارن بين هذين المتوسطين .

ومتوسط عدد من القيم هو خارج قسمة مجموع هذه القيم على عددها . فاذا كانت أعمار ثلاثة أشخاص هي على الترتيب ٢٥ ، ٣٠ ، ٤١ كان متوسط أعمارهم $\frac{81+70+70}{7}=7$. ولعله من الواضح أن هذا المتوسط الحسابي لا يشترط أن يكون دائماعددا صحيحا ، كما أنه دائما محصور بين أقل القيم وأعلاها . ولكن هذا ليس معناه أنه يقع في الوسط تماما بين هذين الحدين ، فهذا يتوقف على القيم الأخرى . ولكن الذي يحدث دائما أن المجموع الجبري لانحراف القيم عن هذا المتوسط يكون دائما صفرا . ففي

مثال أعمار الأشخاص الثلاث يكون مجموع الانحرافات عن المتوسط الحسابي معادلا - v - v + v = 0 عدد من القيم مهما كان هذا العدد كبيرا .

المتوسط الحساني للقيم المتجمعة في جدول تكراري :

الصعوبة التي تصادفنا في القيم المتجمعة على هيئة فئات هي أن قيم الأفراد جميعها لا تكون معروفة لدينا . فاذا كان لدينا مثلا عدد من المبالغ المقسمة على فئتين الأولى فيها من ١٠ الى أقل من عشرين ريالا وعددها ٤ مبالغ ، والثانية من ٢٠ ريالا الى أقل من ٣٠ ريالا وعددها ٢ مبالغ ، وأردنا أن نستخرج المتوسط الحسابي لهذه المبالغ فان الصعوبة التي تواجهنا هي جهلنا لقيم أفراد كل فئة . اذ أن كل ما نعرفه عن كل فرد منها أنه محصور بين قيمتين معينتين .

والطريقة المتبعة في مثل هذه الحالة أن نفترض قيما متساوية لكل أفراد الفئة الواحدة ، بأن نعطي كل فرد في الفئة قيمة هي مركز الفئة أي القيمة المتوسطة فيها ، فنعطي أفراد الفئة من 1 - أقل من 1 - قيمة واحدة مقدارها 1 - وأفراد الفئة من 1 - أقل من 1 - قيمة واحدة مقدارها 1 - وأفراد الفئة الأولى حسب هذا من 1 - قيمة واحدة مقدارها 1 - وعبوع قيم أفراد الفئة الثانية 1 -

ويمكن الحصول على مركز الفئة باحدى الطريقتين الآتيتين : ــ

اما بجمع الحد الأدنى للفئة على الحد الأدنى للفئة التي بعــدها وقسمة حاصل الجمع على ٢ ، أو باضافة نصف مدي الفئة الى حدها الأدنى ، واليك تطبيق على ذلك في الجدول التكراري الآتي وهو يبين توزيع الأجر اليومي بالريال لخمسمائة عامل في مصنع :

مراكز الفثات× التكرار	مر اكز الفئات	التكرار	فئات الأجر
(س×ك)	س	<u></u>	فئات الأجر اليومي
1577	۱۸	۸۲	- 17
7.4.	**	40	Y•
1.94	77	٤٢	- Y£
111.	۳٠	٣٧	YA
1.44	4.8	٣٢	- ٣ ٢
184.	۴ ۸	٣٥	- rr
1471	£ Y	٣٣	<u>ب ٤٠</u>
1147	٤٦	77	££
12	٥٠	44	<u> </u>
1747	0 \$	7 £	- oY
1747	۵۸	۳۱	۲ه
44.	77	10	٠٠ –
144.	77	۲٠	- 78
14014		٥٠٠	المجموع

جدول (١٤) المتوسط الحسابي لأجور خمسمائة عامل

ونلاحظ أن هذا الجدول التكراري يعبر عن ٥٠٠ حالة مختلفة مجمعة على هيئة مجموعات ، ولا ننتظر أن المتوسط الحسابي الذي نحسبه لهذا الجدول المتجمع في فئات ينطبق دائما انطباقا تاما على المتوسط الحسابي الذي نستخرجه من قيم الحالات الحمسمائة كل على حدة . ولكن الفرق بين المتوسطين لن يكون كبيرا اذا قيس بالاختصار الكبير في كية الجهد والوقت .

ونستطيع أن نلخص طريقة حساب المتوسط الحسابي لكل من البيانات المتفرقة والبيانات المتجمعة في جدول تكراري كالآتي :

على اعتبار أن (م) هو المتوسط الحسابي ، (مح س) معناه مجموع القيم . حيث (س) أية قيمة في هذه البيانات و (ن) عدد القيم .

وفي حالة البيانات المتجمعة في جدول تكراري _

حيث (س) في هذه الحالة تعبر عن مركز الفئة و (ك) تكرار الفئة .

المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة :

اذا أردنا حساب المتوسط الحسابي لأطوال ٢٠ شخصا فالطريقة الطبيعية هي قياس هذه الأطوال وجمعها ثم قسمة حاصل الجمع على ٢٠. ويمكن أن نختصر العمل قليلا اذا كانت أطوالهم محصورة بين ١٤٥ سم، ١٨٥ سم مثلا فيمكننا أن نضع مستوى خاصا وليكن ١٦٠ سم نقيس بالنسبة له و نعطي لكل شخص قيمة سالبة أو موجبة حسب نقص طوله أو زيادته عن هذا المستوى الحاص ، وبذلك نستعمل في حسابنا أعدادا صغيرة ، وبحساب المجموع الجبري لهذه الفروق وقسمتها بعد ذلك على ٢٠ نحصل على فرق المتوسط الحسابي عن ارتفاع ١٦٠ سم ، واليك مثالا على ذلك :

الفسروق	الأطوال مرتبة	الفسروق	الأطسوال
\o	140	ø	100
14 –	117	10	140
17 –	184	٧٠	14.
11	189	Y.	180
١٠ –	*••	٥	170
١٠ –	101	1	10.
۸	107	7.6	1.4.6
•	100	17	177
• _	100	10-	120
-	170	11 -	10.
_	1,0	17 -	184
٧	177	•	100
	170	-	17.
1.	17.	1.	14.
1.	170	16	\V#
١.٠	140	۸	107
17	177	14	147
٧٠	14.	11	189
71	146	_	17.
٧.	۱۸۰	٧	177
۱۳۲			43.54
144]		
14			

جدول (١٥) المتوسط الحسابي لقيم متفرقة بالطريقة المختصرة

فيكون المتوسط الحسابي بالطريقة المباشرة العادية =
$$\frac{7.7}{7.}$$
 = 177,10 سم وبالطريقة المختصرة = 177,10 $\pm \frac{27}{7.}$ + 17. المريقة المختصرة = 177,10 سم .

ويلاحظ أن ترتيب القيم يساعد كثيرا في حساب الفروق كما هو موضح في جدول (١٧) ، فاذا أردنا تطبيق هذه الطريقة لحساب المتوسط الحسابي لقيم مصنفة في جدول ، تكراري كان علينا أن نختار قيمة نبدأ منها حساب القيم نعتبرها نقطة الصفر في الحدول ، ثم نحسب انحراف مراكز الفئات المختلفة عن هذه القيمة الاعتبارية التي نختارها ، وبذلك نتخلص من الأعداد الكبيرة التي يشملها حساب المتوسط الحسابي _ ونظرا لأن الفئات تتابع في الحداول التكرارية بانتظام فيمكن اعطاء درجات منتظمة مثل ١ ، ٢ ، ٣،

٢ ، ٣ . لتعبر عن مدى انحراف مركز الفئة عن الأساس الفرضي الذي سبق اختياره ، ثم نبي كل حسابنا للمتوسط على هذه الدرجات المنتظمة ، ثم نضرب المجموع الجبري لهذه الانحرافات الفرضية في مدى كل فئة لينتج الانحراف الحقيقي للمتوسط الحسابي عن القيمة الاعتبارية (التي يمكن أن نعبر عنها بمركز الفئة الصفرية) التي حسب الانحراف عنها .

وخطوات الطريقة موضحة في المثال الآتي وهو يبين توزيع درجات ٢٠٠ شخص في اختيار الشطب :

ك ح –		التكـــرار	الفئات
	7 –	التكــــرار (ك)	(ف)
۱٦ —	٤ -	٤	- 4.5
١٥	٣ –	٥	~ \·A
٣٢ _	۲ –	١٦	- 114
7 7 —	- ۱ صفر	74	117
_	صفر	٥٢	- 14.
٤٩	١	٤٩	178
0 {	۲	**	- ۱۲۸
٤٥	٣	10	144
44	٤	٧	<u> </u>
١٠	٥	4	- 11.
١٨٦		٧	المجموع
۸٦ – ۱			
١			

جدول (١٦) المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة

(العمود ح ــ يمثل الانحراف الفرضي للفثات عن الفئة الصفرية)

مركز الفئة الصفرية = $\frac{172 + 17}{7}$ = 177 وهي القيمة التي حسب منها انحراف الفئات .

178

وستطيع أن نضع هذه النتيجة في صورة رمزية كالآتي :

أي أن المتوسط الحسابي = مركز الفئة الصغرية لـ

مجموع حواصل صرب الانحراف الفرضي للفئات x تكرارها ______ بمدى الفئة . مجموع التكرارات

ولسهولة العمل بحس أن تختار الفئة الصفرية في وسط الحدول وتكون كبيرة التكرار حي تتفادى استعمال الأعداد الكبيرة بقدر الامكان

و يجب أن تؤدي هذه الطريقة الى نفس الحواب الذي تؤدي اليه الطريقة العادية ، كما يجب أن تؤدي الى نفس الجواب مهما تغير اختيار موضع الفئة الصفرية ، فاذا طبقناها مثلا على الحدول ١٤ كانت كالآتي :

ت ع	٥	Ą	مثات الأحر
44y	٤ ~	AY	. 17
4Ve —	۳ ~	40	. **
A£	۲	73	Y1
**	١ -	۳۷	44
	صفر	44	44
70	١.	۳0	77
11	*	44	٤٠
VA	٣	47	- 11
114	Ł	YA	٤٨
14.	٥	41	9.4
۱۸٦	١	۳۱	۱۵
1	V	10	۹.
17.	۸	٧,	78
ray.			
VYE -			عبر ع
147		 	عموع
<u> </u>			

حدرال (٢٠) تطبير الطريقة الهام علي حدوان (١٤)

المتوسط الحسابي =
$$a + \frac{2(5)}{2} \times \dot{b} \times \dot{b}$$
 × ف $= 37 + \frac{17}{100} \times 3 = 7.07$

المتوسط الحسابي في حالة القيم المتقطعة :

لا تختلف طريقة المتوسط الحسابي في هذه الحالة عنها في حالة القيم المتصلة الا في عدم وجود الفئات: وعلى ذلك نتخذ القيمة المعطاة بدلا من مركز الفئة كما نعتبر مدى الفئة هنا(١) ولتوضيح ذلك نستخدم الجدول الآتي الذي يبين توزيع عدد الأبناء في العائلات:

ك. ح –	ح –	عدد العائلات ك	عدد الأبناء في العائلة
. 17 -	٤	٣	صفر
۲۱ –	٣	٧	١
YY -	۲ -	11	۲
۱٤ –	1 -	١٤	٣
_	۱ صفر	۲.	٤
١٦	١	17	٥
7 1	۲	١٢	٦
۲۱	٣	٧	٧
۲.	٤	٥	٨
10	٥	٣	4
١٢	٦	*	١٠
)·A 19 —		1	المجموع

جدول (١٨) المتوسط الحسابي للقيم المتقطعة

فيكون المتوسط الحسابي = $\frac{4}{100} + \frac{49}{100}$ فقد اتخذنا القيمة المقابلة للصفر بدلا من مركز الفئة في الجداول التكرارية للقيم المتصلة.

٢) الوسيسط أو الأوسط:

القيمة الوسيطية في مجموعة من القيم هي تلك القيمة التي يكون عدد القيم الأخرى التي أقل منها معادلا لعدد القيم الأخرى الأعلى منها ولمعرفة القيمة الوسيطية يتعين علينا أن نرتب القيم ترتيبا تصاعديا أو تنازليا فتكون القيمة التي تقع في المنتصف تماما هي القيمة الوسيطية — فالقيمة الوسيطية في القيم السبعة الآتية مثلا : ٤٥ ، ٣٧ ، ٥٩ ، ٥٩ ، ٥٩ ، ٥٩ ، ٥٨ ، ٥٨ ، ٥٠ يمكن تحديدها بعد ترتيب القيم كالآتي : ٢٥ – ٣٧ – ٤٥ – ٥٠ – ٥٩ مرديا وتكون القيمة الوسيطية هي الرابعة في الترتيب حيث يكون هناك ثلاث قيم أقل منها ، وهي في هذا المثال ٤٨ . ومن هذا يتضح أن من الواجب تحديد ترتيب القيمة الوسيطية أولا . وهنا نجد أمامنا حالتين مختلفتين : (أولا) اذا كان عدد القيم فرديا (ثانيا) اذا كان عدد القيم زوجيا.

وترتیب الوسیط فی الحالة الأولی یمکن معرفته مباشرة بقسمة عدد الأفراد زائدا واحد علی ۲ ، أي اذا كان (ن) فردیا كان ترتیب الوسیط $\frac{v+1}{2}$ أما اذا كان عدد الأفراد زوجیا كما فی حالة القیم المرتبة الآتیة ۲۰ ، ۳۵ ، ۳۵ ، ۷۰ ، ۹۲ ، ۲۰ فاننا لا نجد قیمة واحدة ینطبق علیها وصف الوسیط ، وفی هذه الحالة نجد أمامنا وسیطین لا وسیطا واحدا و هما : ۳۲ ، ۷۰ فهناك قیمتان قبلهما وقیمتان بعدهما ، ونستطیع أن نحصل علی وسیط واحد بایجاد متوسط هذین الوسیطین $\frac{w+1}{2}$ أي ۰۰ .

الوسيط للقيم المتجمعة في جدول تكراري :

الجدول الآتي ببين توزيع درجات اختبار ذكاء لخمسين طفلا :

	التكـــرار	فئـــات الدرجات
٧.	\\\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\	37 77 74
	١٠ ٢	- 4. - 4. - 4.
٧٠	*	- 47 - 47 - 2•
	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	_ £Y

جدول (١٩) الوسيط في الجدول التكراري

فاذا أردنا معرفة الوسيط لهذه الدرجات كان علينا أولا أن نحدد رتبته ، وهي في حالة الجداول التكرارية للقيم المتصلة $\frac{0}{7}$ أي $\frac{0}{7} = 0$ في هذه الجداول ، ويلاحظ أنه يقع في الفئة (0 –) لأن عدد القيم التي قبلها 0 وتكرار هذه الفئة 0 ، أي أنسا للحصول على ترتيب الوسيط لا يمكننا أن نتخطى هذه الفئة ، كما أننا نلاحظ أن القيم التي يجميع الفئات التي تزيد على هذه الفئة عددها 0 أيضا مما يدلنا على أن الوسيط يقع في منتصف هذه الفئة تماما أي أنه يعادل 0 .

من هذا المثال يتضح لنا أننا محتاجون لمعرفة التكرار المتجمع لتحديد الفئة التي يقع فيها الوسيط ، ونستطيع حسابه بعد ذلك سواء لجأنا الى التكرار المتجمع الصاعد أو النازل كما في المثال الآتي :

التكرار المتجمع ·	التكر ار	الحدود العليا للفئات
الصاعد (ک)	(చ)	
_	_	أقل من ١٥
١٨	١٨	أقل من ٢٥
٥٠	٣٢	أقل من ٣٥
٩.	٤٠	أقل من ٥٤
18.	۰۰	أقل من ۵۵
۱۷۰	۳۰	أقل من ٦٥
190	70	أقل من ٥٧
۲۱۰	10	أقل من ٨٥
74.	٧٠	أقل من ٩٥
71.	١٠.	أقل من ١٠٥
۲۵۰	١.	أقل من ١١٥
	70.	المجموع

جدول (۲۰) الوسيط باستخدام التكرار المتجمع الصاعد

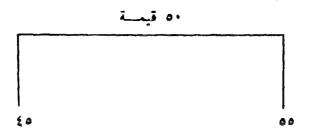
في هذا المثال نجد أن :

$$\sqrt{170} = \frac{70}{7} = 170$$
 رتبة الوسيط

أي أن الفئة الوسيطية هي الفئة (٤٥ – أقل من ٥٥) ويكون ترتيب الوسيط في هذه الفئة ١٢٥ – ٩٠ = ٣٥ ومن الواضح أن قيمته تزيد عن ٤٥ ، الا أنها لا تصل الى ٥٥ ولكنها تقترب من القيمة ٥٥ كلما زاد ترتيب الوسيط في فئته .

واذا نظرنا الى الفئة الوسيطية وجدنا تكرارها ٥٠ أي أن بها ٥٠ قيمة موزعة بين القيمتين ٤٥ ، ٥٥ أي في مدى ١٠ ويكون موضع قيمة الوسيط من هذا المدى ٣٥ أي

أن قيمته تزيد على الحد الأدنى للفئة وهو ٤٥ بقيمة تساوي ١٠ $\times \frac{70}{0}$ أي أن قيمته = 0.00



ومن هذا نستنتج أن :

قيمة الوسيط = الحد الأدنى للفئة الوسيطية +

رتبة الوسيط - التكرار المتجمع الصاعد للفئة قبل الوسيطية - X مدى الفئة توسيطية

$$e = \frac{c}{c} + \frac{c - \frac{c}{c} - c}{\frac{c}{c}} \times \omega$$

حيث ثو = الحد الأدنى للفئة الوسيطية .

رو = رتبة الوسيط

، كاتعبر عن التكرار المتجمع ، و – ١ = التكرار المتجمع للفئة قبل الوسيطية

، لئو = تكرار الفئة الوسيطية .

، ف = مدى الفئة .

واذا انبعنا التكرار المتجمع النازل لا بد أن نحصل على نفس النتيجة كما يلي :

التكرار المتجمع النازل	التكـــرار	الحدو د السفلی للفثات
۲0٠	١٨	١٥
744	۳۲	Y0
٧٠٠	٤٠	٣٥
17.	•	٤٥
٧١٠	۳۰	٥٥
۸۰	40	٦٥
90	١٥ .	Vo.
٤٠	٧.	٨٥٠٠
٧٠	١٠	40
١٠	١٠	١٠٥
_	_	110
	70.	المجموع

(جدول ۲۱) الوسيط باستخدام التكرار المتجمع النازل

مما سبق اتضح أن مرتبة الوسيط في هذا المثال ١٢٥ ، أي أنه لو رتبنا الفئة الوسيطية تنازليا كان ترتيب الوسيط في فئته ١٢٥ - ١١٥ = ١٥ وتكون قيمته أقل من ٥٥ بطبيعة الحال . ونلاخظ أن تكرار هذه الفئة وهو ٥٠ موزع في مدى الفئة كلها أي على ما يعادل قيمته ١٠٠ ، أي أن الوسيط تقل قيمته عن ٥٥ بمقدار $\frac{10}{10} \times 10 = 10$.

فاذا استخدمنا التكرار المتجمع النازل كان القانون الذي نستخدمه في الحل كمايأتي:

$$e^{-3}e^{-\frac{c}{b}-\frac{b^2-1}{b^2}}\times \dot{v}$$

، ع في هذه الحالة تعبر عن الحد الأعلى للفئة الوسيطية :

و يمكن ايجاد الوسيط بردم المنحني المتجمع الصاعد أو النازل للتكرارات كما هي أو للنسب المثوية لتكرار الفئات بالنسبة للتكرار الكلي .

الا أن هذه الطريقة قلما تؤدي الى النتيجة الدقيقة للوسيط ، نظرا لصعوبة رسم المنحى المتجمع بالطريقة العادية ، وطريقة ايجاده بهذه الطريقة تنحصر في استخدام المنحى لتحديد القيمة المقابلة لرتبته فنرسم خطا أفقيا عند هذا الترتيب أو عند ، ه في حالة رسم المنحى المتجمع المثوي وننزل عمودا عند تقابل هذا الحط مع المنحى فيكون موقع العمود مع المحور الأفقي المعبر عن الغئات ممثلا لقيمة الوسيط . هذا ولزيادة الدقة يحسن وسم المنحنيين معا الصاعد والنازل فتكون نقطة تقابلهما (اذا كان الرسم دقيقا دقسة كافية) مقابلة لرتبة الوسيط على المحور الرأسي ولقيمته على المحور الأفقي .

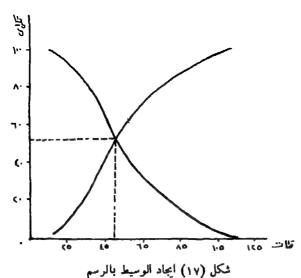
والحدول الآتي يبين التكرارات المتجمعة المثوية :

التكرار المث <i>وي</i> المتجمع النازل	الحدو د السفلي للفئات	التكرار المئوي المتجمع الصاعد	الحدود العليا للفئات
1 , _	10	صفر	أقل من ١٥
٩٢,٨	Yo	٧,٢	أقل من ٢٥
۸۰, -	٣٠	Y., -	أقل من ٢٥
٦٤,	٤o	۳٦,	أقل من ٥ ٤
££, —	••	٥٦,	أقل من ٥٥
۳۲,	٦٥	ጓ ለ, —	أقل من ٦٥
YY, —	٧٥	٧٨, –	أقمل من ٧٥
۱٦,	٨٥	٨٤, -	أقل من ٨٥
۸, –	40	Y4, —	أقل من ٩٥
ŧ,	1.0	44,	أقل من ١٠٥
صفــر	110	۱۰۰, –	أقل من ١١٥

جدول (۲۳) جدول مئوي متجمع نازل

جدول (۲۲) جدول مثوي متجمع صاعد

ومن هذين الجدولين يمكن رسم المنحنيين المتجمعين وتعيين قيمة الوسيط كما يأتي :



الوسيط للقيم المتقطعة :

لايجاد الوسيط للقيم المبينة في جدول (٢٤) تتبع الخطوات العادية كما يلي :

التكرار المتجمع الصاعد	عدد العائلات(التكرار)	عدد الأبناءفي العائلة
٣	٣	صفر
1.	٧	١
۲۱	11	Y
٣٥	18	٣
••	۲۰	£
	17	•
ĺ	١٢	٦
	· •	٧
	٥	٨
ļ	٣	1
	Υ	1.
	١٠٠	المجمــوع

جدول (٢٤) الوسيط القيم المتقطمة

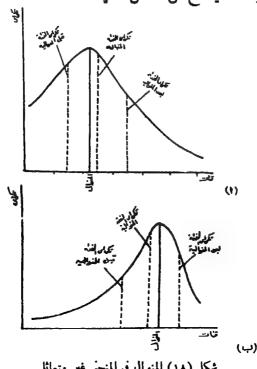
فلاحظ أن الوسيط الذي رتبته في هذا الجدول $\frac{1 \cdot 1}{4} = 0.0$ يكون عند القيمة (٤) فيكون الوسيط هو (٤) مباشرة دون الحاجة الى عمليات حسابية كما هو الحال في القيم المتصلة.

٣ ــ المنوال الشائع :

المنوال في أية مجموعة هو القيمة التي تعتبر أكثر القيم شيوعا : وعلى ذلك فتحديده يتوقف على تكرار القيم في المجموعة .

ويمكن ايجاده باحدى الطرق الآتية ، ثلاث منها حسابية وطريقتان بالرسم .

١ ـــ أبسط طريقة تقريبية تكون باعتبار المنوال في الجدول التكراري مركز الفثة ذات أكبر تكرار ، فاذا طبقنا ذلك على جدول (٢٥) كان المنوال لهذا التوزيع وهو مركز القثة (٤٥ ـــ) ، ذلك لأن تكرارها ٥٠ وهو أكبر من أي تكرار آخر لأية فئة ، أي أنه يســـاوي ٥٠ . وواضح أن هذه الطريقة تقريبية ، فهي تفترض تماثل التوزيع على جانبي مركز الفئة المنوالية بينما نرى في الحقيقة أن موضع المنوال في الفئة المنوالية يتوقف على شكل المنحني أو التواثه كما يتضح من الشكل الآتي :



شكل (١٨) المنوال في المنحى غير متماثل

٢ ــ طريقة حسابية ثانية:

بعد تحديد فئة المنوال تنحصر الصعوبة في تحديد قيمته في مدى هذه الفئة ، ففي المنوال السابق كما ذكرنا سابقا ، يقع المنوال في الفئة (٤٥ —) أي أن قيمته تزيد على ٤٥ بمقدار نسبة خاصة في مدى الفئة وهو ١٠ هذه النسبة تتوقف على تكرار الفئة التي قبلها انحرف بالفئة المنوالية ، فاذا كان تكرار الفئة بعد المنوال أكبر من تكرار الفئة التي قبلها انحرف المنوال نحو القيم الكبيرة في هذا الجدول والعكس بالعكس ، أما اذا كان التكراران متساويين وقع المنوال في منتصف الفئة تماما .أي أن مدى الفئة وهو ١٠ سيقسم تقسيما تناسبيا بنسبة حدها تكرار الفئتين المحيطتين للفئة المنوالية أي ٣٠ : ٤٠ في المثال .

وعلى ذلك تكون قيمته = ه ؛ + ۱۰
$$\times$$
 وعلى ذلك تكون قيمته = ه ؛ + ۱۰ وعلى

£9,79 =

$$1 + \frac{1 + 0}{0} \times \frac{1 + 0}{0$$

= الحد الأدنى للفثة المنوالية +

على اعتبار أن:

د = الحد الأدنى الفئة المنوالية

ك ، ن + ١ = تكرار الفئة بعد المنوالية

ك ، ن ـــ ١ = تكرار الفئة قبل المنوالية

، ف = مدى الفئة

٣ - طريقة الفسروق:

واضع هذه الطريقة هو كارل بيرسون ، وهي لا تختلف كثيرا عن سابقتها فهي

تهتم بالفروق بين التكرارات أكثر مما تهتم بالتكرارات نفسها ، ذلك لأن الخطوة الأولى في هذه الطريقة تنحصر في ايجاد الفرق بين تكرار الفئة المنوالية والفئتين اللتين حولها كما يسأتى :

فروق	تكرار	فثات
١٠ {	٤٠	- 40
7. {	۰.	_ 10

جدول (٢a) ايجاد المنوال بطريقة الفروق

ووضع المنوال يتحدد في هذه الطريقة بالفرق بين تكرار الفئتين حول الفئة المنوالية وتكرار الفئة المنوالية .

فهو يساوي ۶۵
$$+ rac{1}{m} imes 1$$
 أي تقسيم مدى الفئة و هو ۱۰ بنسبة ۲۰ : ۲۰ .

فهر = 50 + ۳۳,۳۳ = ۳۳,۸٤ .

$$2 - 2$$
 $3 - 2$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 - 3$
 $3 -$

المنوال في الجدول التكراري لقيم متقطعة .

لو رجعنا الى جدول (٢٤) لوجدنا أن أكبر تكرار في الجدول هو عند القيمة (٤) أي أن أكبر عدد من العائلات بها (٤) أبناء وعلى ذلك يكون المنوال هو ٤ مباشرة دون الحاجة الى عمليات حسابية كما هو الحال في القيم المتصلة .

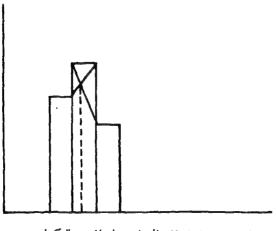
عطريقة المنحى التكرارى:

لايجاد المنوال يمكن أن نستخدم الرسم بأن نرسم منحنيا ، فتكون قمة هذا المنحى مقابلة للقيمة التي تعبر عن منوال المجموعة .

الا أن هذه الطريقة تقريبية جدا ، لأن المنحنى التكراري عادة يرسم نتبجة لمحاولة شخصية ، حيث يعمل الباحث على أن يمر المنحنى بأكبر عدد ممكن من النقطة وأن يقترب ما أمكن من باقي النقط الأخرى .

علريقة المدرج التكراري:

يستخدم المدرج التكراري كذلك لايجاد منوال التوزيع كما في الرسم الآتي ، وفي هذه الحالة لا تكون هناك ضرورة لرسم المدرج التكراري كله ، بل يكتفي برسم الفثة المنوالية والفئتين المحيطتين بها .



شكل (١٩) ايجاد المنوال باستخدام المدرج التكراري

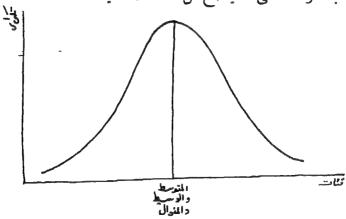
فالطريقة تكون بتوصيل أطراف المستقيم العلوي لمستطيل الفئة المنوالية بأطراف مستقيمي الفئتين التي قبلها والتي بعدها ، فتكون نقطة التقابل هي المقابلة للمنوال ، فاذا أسقطنا عمودا من نقطة التقابل على المحور الأفقي كان موقعه قيمة المنوال .

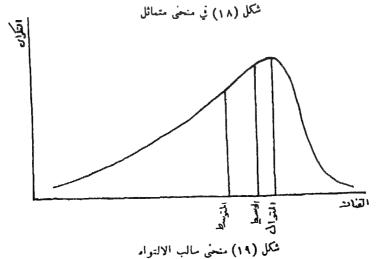
مقارنة بين المتوسطات الثلاثة :

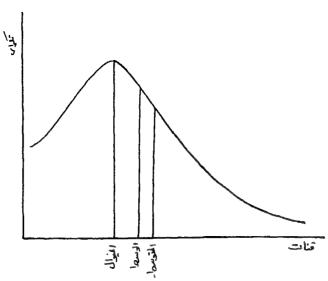
يلاحظ أن المتوسط الحسابي يستغل في حسابه جميع القيم ، ولذا فهو أدق المتوسطات الثلاثة التي ذكرت ، كما أنه أكثر ثباتا أي أنه لا يختلف اختلافا كبيرا باختلاف العينات المختارة ، الا أنه كثيرا ما يحدث أن تشتمل المجموعة على قيم متطرفة لا تمثل المجموعة ، كأن يكون في أحد القصول مثلا عدد قليل من التلاميذ الضعاف عن المستوى العام للفصل . فالمتوسط الحسابي في هذه الحالة لا بد وأن تتأثر قيمته بهذه الحالات المتطرفة ، كما أنه في حالات الجداول التكرارية المفتوحة يتعذر حساب المتوسط الحسابي ، حيث لا يكون من الممكن معرفة مركز الفئة المفتوحة التي يتطلبها الحساب ، في مثل هذه الحالات يكون من الممكن معرفة مركز الفئة المفتوحة التي يتطلبها الحساب ، في مثل هذه الحالات

نضطر الى الاستعانة اما بالوسيط أو المنوال فكلاهما لا يتأثران بالقيم المتطرفة . ذلك لأن حسابهما ينحصر في القيم والتكرارات المتوسطة . كما أنه يمكن ايجادهما اذا ما كان الجدول مفتوحا من أحد طرفيه أو كليهما .

وفي حالة التوزيع المتماثل نجد أن قيم هذه المتوسطات الثلاثة واحدة أي أنهاا تكون متطابقة ، ولكنها تختلف فيما عدا ذلك ، فالمتوسط الحساني في التوزيعات الملتوية يتجه عادة ناحية الطرف الملتوي (المدبب) ، فهو يمثل مركز الثقل بالنسبة للمجموعة ، ذلك لأن مجموع القيم يكون متعادلا على جانبيه أما الوسيط فانه يقع عند منتصف المساحة التي يمثلها التوزيع ، أي أن مجموع عدد القيم (التكرارات) يكون متساويا على جانبيه ، وأما المنوال فهو يحدد أعلى نقطة في منحنى التوزيع ولذلك فان موضع هذه المتوسطات الثلائسة يختلف حسب التواء المنحني كما يتضح من الأشكال الآتية :







منحى موجب الالتواه شكل (٢٠) المواضع النسبية المتوسط الحسابي والوسيط والمنوال

ويمكن تلخيص الحالات التي يفضل فيها كل من هذه المتوسطات الثلاث فيمسأ يـــأتي : ــــ

يفضل المتوسط الحساني في الحالات الآتية :

1 ــ اذا أريد الحصول على معامل على أكبر قدر من الثبات.

اذا أريد الحصول على معامل يمكن استخدامه في معاملات أخرى ، كمقاييس التشتت أو مقاييس الدلالة ، وهذه سيأتي توضيحها في الأبواب القادمة .

٣ ــ اذا كان توزيع المجموعة التي نبحثها متماثلا حول المراكز أو قريبا مـــن الاعتدالي .

ويفضل الوسيط في الحالات الآتية :

١ ـــ اذا أريد الحصول على معامل في وقت قصير .

۲ — اذا كان التوزيع ملتويا التواء واضحا ، وخاصة اذا كان بالتوزيع قــــيم متطرفة جداً .

٣ ــ اذا كان البحث يهتم بمعرفة ما اذا كانت قيمة معينة تقع في النصف العلوي أو السفلي من التوزيع .

٤ ـــ اذا كان جدول التوزيع مفتوحا .

يفضل المنوال في الحالات الآتية :

١ – اذا أريد الحصول على معامل مركزي في أقصر وقت ممكن دون الاهتمام
 كثيرا بالدقة في حسابه .

٢ – اذا كان هدف الباحث معرفة القيمة التي يتفق فيها أغلب أفراد المجموعة .

العلاقة بين المتوسطات الثلاثة:

تمكن الاحصائيون من ايجاد علاقة تقريبية بين المتوسطات الثلاثة : المتوسط الحسابي والوسيط والمنوال . وتستخدم هذه العلاقة عند ما يتعذر استخراج احدها . كما يحدث عند ما يراد ايجاد المتوسط الحسابي مثلا في جدول تكراري مفتوح .

ويمكن وضع هذه العلاقة على الصورة الآتية :

المتوسط الحسابي ــ المنوال = ٣ (المتوسط الحسابي ــ الوسيط) أي أن الفرق بين المتوسط الحسابي والوسيط .

ويمكن من هذه العلاقة الحصول على قيمة أي من هذه المتوسطات اذا عرف الاثنان الآخران .

فالمتوسط الحسابي =
$$\frac{7}{7}$$
 الوسيط $-\frac{1}{7}$ المنوال

والوسيط $=\frac{1}{W}$ المنوال $=\frac{V}{W}$ المتوسط الحسابي .

والمنــوال = ٣ × الوسيط _ ٢ × المتوسط الحسابي .

أسئلة على الباب الثـــاني

- فيما يأتي درحات ٦٠ شخصا في اختيار لذاكرة الأشكال ·		11< :51 = 5	اختمار اذاك	٣ شخصا في ا	. حات ١٠	فيما بأتي د		١
--	--	-------------	-------------	-------------	----------	-------------	--	---

44	٧٠	7 £	44	 27	۷٥
٤٩	٨٥	۱۷	44	٦٤	44
٥٥	40	44	78	٧٥	40
٤٦	٣٣	40	70	٨٢	٥٤
٧٢	4.	٦.	41	٨٤	٨٢
٨٤	٤٥	٥٢	٤٤	٧٣	10
٥.	٥٢	4.5	10	40	77
71	77	٥٧	47	47	45
٧٢	٤٨	44	**	٤٤	٤٧
۸۳	٧٠	٦.	۸٩	77	٨٢

احسب المتوسط الحسابي لهذه الدرجات ، ثم فرغها في جدول تكراري ، واحسب المتوسط الحسابي من هذا الجدول ، (ابدأ الجدول بالدرجة ١٥ متخذا مدى كل فئة خمس درجات) وقارن بين الناتجين .

٢ – احسب الوسيط في الجدول التكراري الذي حصلت عليه في المسألة السابقة
 بالطريقة الحسابية . ثم عن طريق المنحى المتجمع وقارن بين الناتجين .

٣ - استخرج المنوال في الجدول التكراري السابق بمساعدة القانون الذي يبين العلاقة بين المتوسط الحسابي والوسيط والمنوال. ثم قارن بين القيمة التي تحصل عليها وبين قيمته بأية طريقة أخرى.

عجموعتان من الأشخاص أعمار أفرادهما موزعة حسب الجدول الآتي :

تكرار المجموعة ب	تكرار المجموعة أ	أعمار
٧	٦	- Y £
٨	V	- ۲۹
•	٨	- ٣ ٤
71	١.	- 44
۲.	17	– 11
١٨	10	- 41
14	74	_ 01
11	71	- 01
١٣	١.	<u> ٦٤</u>
٧	١٢	- 79
٣	٣	_ Y\$
Y	٣	- Y1
144	147	المجموع

جدول (٢٦) جدول تكراري لأعمار مجموعتين من الأشخاص

ما النسبة المئوية لعدد الأشخاص في مجموعة (أ) الذين تزيد أعمار هم عن وسيط أعمار المجموعة (ب) ؟

- قارن بين منوالي أعمار المجموعتين مستعملا طريقة رسم المدرج التكراري في ايجاد المنوال .
- ٦ احسب النسبة المئويةلعدد أفراد المجموعتين الذين تبلغ أعمارهم ٤سنة فأكثر .
- ٧ احسب النسبة المتوية لعدد الأفرادفي المجموعة بن الذبن تقل أعمار هم عن ٢٠سنة.
- ٨ احسب المتوسط الحسابي في الجدول التكراري الآتي بأية طريقة تجدها مناسبة :

•	التكــرار	الفئـــات	
	17	أقل من ٢٠	
	**	- Y.	
	71	_ Yo	
	40	- r.	
	٣.	- 40	
	£ Y	- £.	
	٣•	- 10	
	٣٢	_ ••	
	Y •	_ 00	
	7 £	- 7.	
•	٧.	70	
	 ١٥	- Y•	
	۳۰۲	المجموع	

جدول (۲۷)



Converted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)

الباب الألاث

مقاييس التشنت

- = تشت القديم .
- = مقاييس التشتت .

المسدى المطلسق

نصف المدى الربيعي

الانحسراف المتوسط

الانحسراف المعياري

- = مقارنة بين مقاييس التشتت .
 - = معامــل الاختلاف .
 - = المدرجة المعيسارية .
 - = الرتبة المئينية :



نشتت القسيم:

ذكرنا أن فائدة المتوسطات وصف المجموعة بقيمة واحدة يستعاض بها عن عدد كبير من القيم هي التي تكون المجموعة ، ولذلك فمعرفتها ضرورية في حالات المقارنة بين قيم مجموعات مختلفة . ولكن هل يكفي أحد هذه المتوسطات كالمتوسط الحسابي مثلا لوصف قيم المجموعة وصفا كاملا وللمقارنة بين قيم مجموعة وأخرى ؟ ولنقرب السؤال الأذهان نضرب المثال الآتي :

مجموعتان من الأفراد اختبروا في اختبار قدرة خاصة .

فكانت درجات أفراد المجموعة الأولى هي صفر - ٧٥ - ٥٠

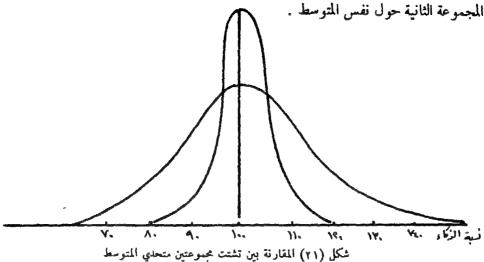
وكانت درجات أفراد المجموعة الثانية هي ٢٤,٥ – ٢٥ – ٢٥،٥

واضح أن المتوسط الحسابي لكل منهما واحد وهو ٢٥ ، فهل نستطيع القول بأن المجموعتين متعادلتان في هذه القدرة ؟ . من النظرة السطحية لهذه القيم ندرك لأول وهلة أن قيم المجموعة الأولى مبعثرة غير متقاربة ، بينما قيم المجموعة الثانية متقاربة جدا .

ومن هنا كان الباحث محتاجا دائما لأن يقرن ذكر قيمة متوسط القيم بقيمة أخرى توضح مدى تباعدها أو تقاربها بعصها عن بعض ، حتى يعطي صورة واضحة عن كل من النزعة المركزية لمختلف القيم في المجموعة ومدى اختلافها وتوزيعها . والوصف الأخير هو ما يعبر عنه بالتشتت dispersion و Scattered-spread ففي المثال السابق نقول ان قيم المجموعة الأولى أكثر انسجاما more homogeneous من المجموعة الأولى وأن المجموعة الأولى أكثر تباينا more heterogeneous ومعرفة التشتت تفيد كثيرا في الأغراض العلمية . فاذا عرف المدرس مدى تباين ذكاء تلاميذ فصله أمكنه أن يراعي ذلك في طرق تدريسه ، بحيث يجد أضعف تلميذ وأقوى تلميذ فيه مادة تناسبهما.

والرسم الآتي يوضح فكرة تشتت مجموعتين متساويتين من حيث متوسط القـــيم

وفيه مقارنة بين مجموعتين من التلامية . المجموعة الأولى تنحصر نسبة ذكاء أفرادها بين ٦٠ ، ١٢٠ ومن الرسم بين ٦٠ ، ١٢٠ ومن الرسم يتضح كيف تتشنت القيم حول المتوسط في المجموعة الأولى بينما تتجمع وتتقارب قيم



مقاييس التشتت:

يحتاج الباحث عادة الى استخدام قيمة تعبر عن مدى تباعد القيم أو تقاربها في المجموعات التي يشملها البحث تماثل معاملات النزعة المركزية أو المتوسطات التي سبق الحديث عنها في الباب الثاني ، وأهم هذه المقاييس أو المعاملات ما يأتي :

- ۱ _ المدى المطلق Range
- Semi-interquartile Range نصف المدى الربعي ۲
 - Mean Deviation الانحراف المتوسط ۳
 - \$ الانحراف المعياري Standard Deviation

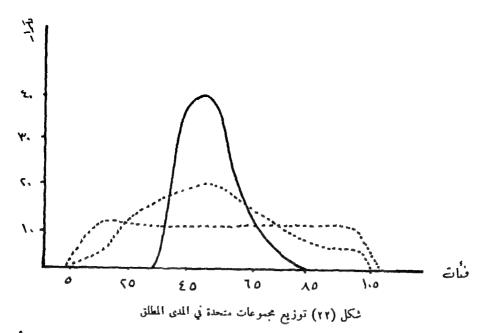
المسدى المطلسق:

الوسيلة المباشرة لممرفة مدى تقارب القيم أو تباعدها هي حساب الفرق بين أصغر قيم المجموعة وأكبرها ، وهي وسيلة سهلة الا أنها أقل الوسائل دقة وذلك لأن حساب هذا المعامل يتوقف على قيمتين فقط من قيم المجموعة ولا يهتم مطلقا بما بينهما من قيم أخرى .

وهاتان القيمتان تكونان عادة متطرفتين لا تمثلان المجموعة التي ينتميان اليها ، فاذا حسبنا المدى المطلق لأعمار تلاميذ فصل ، وكان بين تلاميذ الفصل تلميذ صغير وآخر كبير لدرجة تجعلهما شاذين بالنسبة لأفراد المجموعة ، كان المدى المطلق مقياسا خاطئا لدرجة كبيرة لتشتت هذه الأعمار . وفيما يلي ثلاث مجموعات ، القيمة السفلي في كل منها ه والقسمة العليا ١٠٠٠ .

تكرار	فئات	تكرار	فثات	تكرار	فثات
1.	_ •	٣	_ 0	١	~ 0
١٠	- 10	١.	- 10		- 10
١.	_ Yo	10	- 40	-	- Yo
١.	- 40	۱۸	_ 40	40	- 40
	- 10	۲.	- 20	٤٠	_
١.	_ 00	٥	00	10	_ 00
١.	- 70	١.	_ 70	٨	- 70
١.	_ Yo	٨	Vo		_ Yo
١٠	- Ao	٥	- Ao	_	- Ao
١.	- 90	٦	90	١	_ 90
١	المجموع	١٠٠	المجموع	1	المجموع
جدول (۲۰)		(۲۹)	جدو ل	(۲۸)	جدو ا

أي أن المدى المطلق لكل منها = ١٠٠ ــ ٥ = ٩٥. ولكن الفرق واضح بين مدى تباعد أو تقارب القيم فيها ، فقيم المجموعة الأولى أقلها انتشارا ذلك لأن تجمع القيم حول المتوسط أكثر في المجموعة الأولى منها في الثانية وفي الثانية أكثر منها في الثالثة ، فكأن المدى المطلق لا يعطي دلالة واضحة لمدى انتشار وتوزيع القيم كما يتضح ذلك من الشكل الآتي :



فالمدى المطلق لا يصلح الا اذا أراد الباحث أن يأخذ فكرة سريعة عن التشتت . الا أن استخدامه والاعتماد عليه قد يؤديان الى أخطاء ، وخاصة اذا كان هناك انفصال بين الفتات المتطرفة وباقي الفتات كما هو الحال في المجموعة الأولى .

نصف المدى الربيعي:

كان أهم عيب في المدى المطلق أنه يهتم بالقيمة بن المتطرفة بن ، مهملا ما عداهما من القيم ، وأن هاتين القيمة بن قد تكونان منفصلتين عن باقي أفراد المجموعة و ولذلك فان الاجراء الطبيعي لتلافي ذلك أن تحذف الجزء بن المتطرفين من المجموعة و نقصر حسابنا على الجزء المتوسط من القيم ، وفي هذه الطريقة التي نحن بصددها الآن نكتفي بالاهتمام بالنصف المتوسط لقيم المجموعات مهملين الربع الأول والربع الأخير . فالقيمةان اللتان أتم بهما هذه الطريقة هما القيمة التي يقل عنها ربع عدد أفراد المجموعة فقط والقيمة التي يزيد عنها ربع أفراد المجموعة فقط ، فاذا عددنا أفراد المجموعة مبتدئين بأقلها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد المجموعة كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة هي الربيع الأدنى سمبواذا عددنا أفراد المجموعة مبتدئين بأكبرها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد المجموعة كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة هي الربيع الألث . المجموعة كانت النقطة التي فعل الله بعموعة أربع أو الربيع الثالث . والفرق بين الربع والربيع أن الربع جزء من المجموعة ، أما الربيع فهو نقطة ربيعات . والفرق بين الربع والربيع أن الربع جزء من المجموعة ، أما الربيع فهو نقطة غدد نهاية الربع ، فنستطيع أن نقول ان احدى القيم تقع في الربع الأول ولكننا لا نستطيع غدد نهاية الربع ، فنستطيع أن نقول ان احدى القيم تقع في الربع الأول ولكننا لا نستطيع فيو نقطة عدد نهاية الربع ، فنستطيع أن نقول ان احدى القيم تقع في الربع الأول ولكننا لا نستطيع

أن نقول انها تقع في الربيع الأول ولكن يمكن أن نصفها بأنها تقع عند الربيع الأول. ويرمز للربيع الأدنى عادة بالرمز (Q1)(Q1) وللربيع الثاني (Q1) والربيع الثالث وم (Q3). واذا قصرنا حسابنا على المدى بين الربيعين الأول والثالث ضمنا بقدر الامكان استبعاد القيم المتطرفة التي قد تكون بعيدة عما يمثل قيم المجموعة.

ولحساب نصف المدى الربيعي ينبغي علينا أولًا أن نحسب كل من الربيعين الأول والثالث فيكون الفرق بينهما هو المدى الربيعي .

أي أن المدى الربيعي = رم -ر

و يكون نصف المدى الربيعي الذي يرمز له عادة بالرموز س $=\frac{U-U}{V}$

وطريقة ايجاد الربيعين لا تختلف عن طريقة ايجاد الوسيط بعد معرفة رتبة كل منهما واليك توضيح الطريقة عمليا في الجدول التكراري الآتي وهو يمثل درجات مجموعة من الطلبة في مادة الاحصاء :

	التكرار المتجمع	الحدود العليا	التكـــرار	الفئات
	الصاعد	للفئات		
	_	40	_	- Y·
	٤	٣٠	٤	- Yo
	17	٣٥	17	<u>- ۳۰</u>
	74	٤٠	14	_ ٣0
فثة الربيع الأول	11	٤٥	10	- 4.
	٦٧	٥٠	74	- 10
	4 ٤	00	**	_ 0.
	118	7.	٧٠	00
فئة الربيع الأعلى	174	٥٢	10	- 7.
	181	٧٠	۱۲	70
	101	٧٠	١.	- V*
	107	۸۰	ه	_ Yo
	171	٨٥	٥	– ۸∙
,	178	٩.	٣	_ Ao
			371	المجموع

جدول (٣١) نصف المدى الربيعي

$$10^{14} = 13 \times 0 \times 10^{14} = 13$$

$$4.0 = \frac{11}{7} = \frac{11}{7} = 0.9$$
 نصف المدى الربيعي

وخطوات العمل في هذه الطريقة كما يأتي :

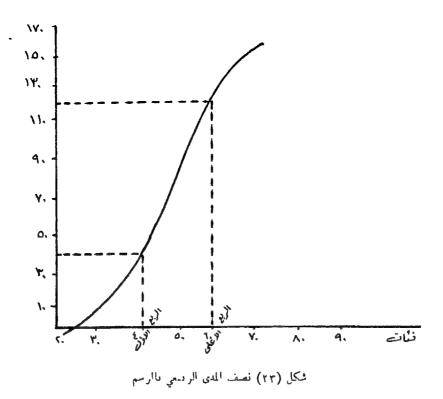
(١) أوجد رتبة الربيعين فرتبة الربيع الأول هي ن على اعتبار أن « ن » هي عدد قيم المجموعة أو مجموع التكرارات .

ورتبة الربيع الثالث هي $\frac{\dot{u}}{2} \times \pi$ أو يمكن حسابها بطرح رتبة الربيع الأول من عدد قيم المجموعة .

- (٢) أوجد قيمتي الربيعين بنفس الطريقة التي سبق استخدامها في الوسيط .
 - (٣) أوجد نصف المدى الربيعي بالطريقة الآتية:

وكما أمكننا معرفة الوسيط عن طريق رسم المنحنى التجمعي نستطيع هنا أيضا اتباع نفس الطريقة لمعرفة قيمتي الربيعين كما في الشكل الآتي :

⁽١) ويمكن الحصول على الربيع الثالث على اعتبار انه أول ربيع فيالتكراري المتجمع النار ل أي يمكن استحدام التكرارين المتجمعين مجمئ يحسب في كل منهما الربيم الأولى.



الانحسراف المعيساري Standard Deviation:

يعتبر الانحراف المعياري أهم معاملات النشتت جميعاً وأكثرها استعمالاً ، وهو قريب في خطوات الجاده من الانحراف المتوسط . فهو يختلف عنه في طريقة التخلص من اشارات الفروق بين القيم والمتوسط الحسابي ، فبينما تتخلص من هذه الاشارات في طريقة الانحراف المتوسط باهمال الاشارات كلية نحتال على ذلك في طريقة الانحراف المعياري بترديع هذه الفروق أي بضربها في نفسها . فتصبح جميع الاشارات موجبة .

فلانجاد الانحراف المعياري للقبم السبعة الآتية :

T1 . T9 . 2 . . 22 . TY . TV . TO

770 ستخرج أو لا متوسطها الحساني و هو 770

ثم نسير بعد ذلك في الحطوات الموضحة في الحدول الآتي :

مربع الانحراف عن المتوسط	انحرافهـــا عن المتوسط	القيسة
1		
,	,	** 0
122	14-	44
١	١٠	£ £
١٦	t —	۳.
Y0	٥	44
1	٣	٣١
	14	
٣٠٤	19	777

جدول (٣٢) طريقة ايجاد الانحراف المميري لقيم ، فمر دة

$$2\pi,2\pi = \frac{\pi\cdot\xi}{V} = \frac{\pi\cdot\xi}{V}$$
متوسط مربعات الانحراف

الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الانحراف = ٢.٥٩

ويطلق على متوسط مربعات الانحرافات اسم التباين variance ويطلق على الجذر التربيعي للتوسط التربيعي للتوسط مربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي .

واذا جمعت القيم على هيئة فئات في جدول تكراري نضطر لايجاد مركز كل فئة واتخاذه كمثل لقيم الفئة جميعها .

والمثال الآتي يوضح طريقة ايجاد الانحراف المعياري.

ا ح ۲	كح	۲	<u>-</u> 5	Ē	التكرار	مراكز الفئات س	فئات ف
2.0	£0-	۹	۲۰ –	٤ —	٥	1	- ^
۸۸۵	۸٤	٧ —	۳٦	٣	۱۲	11	- 1.
440	Vo _	o —	۳٠_	۲	١٥	١٣	- 17
177	٥٤	٣-	14-	١	١٨	10	_ £
10	10-	1-	_		١٥	۱٧	17
۱۷	17	١	17	١	17	19	— ۱ ۸
171	٥٧	٣	۳۸	۲	11	۲١	- Y ·
770	00	٥	44	٣	11	44	YY
221	74	٧	47	٤	4	Y0	- Y £
VY 4	۸۱	4	٤٥	٥	4	**	- 77
4177	*V* *V*		179		14.		المجموع

جدول (٣٣) الانحراف المعياري للحدول التكراري

المتوسط الحسابي = ۱۷ ا مرم
$$\times$$
 ۲ = \times ۱۳۰ المتوسط الحسابي = ۱۷ المتوسط المتواري = \times ۱۳۰ المتواري = ۱۸۰ المتواري = ۱۸۰ المتواري المتواري = ۱۸۰ المتواري

وتكون خطوات العمل اذن كما يلي :

١ – احسب المتوسط الحسابي وقد حسب في هذا المثال بالطريقة المختصرة .

٢ – أوجد انحراف مركز كل فئة عن هذا المتوسط (ح) (العامود السادس في الجدول) .

و بعد هاتين الحطوتين أمامك طريقتان تؤديان لنفس النتيجة : اما أن نتبع ما يأتي ٠

- ٣ ربع كل انحراف (٢) .
- ٤ أوجد حاصل ضرب كل مربع في تكرار الفئة (ك ح¹)
 - أو كما اتبع في الجدول الموضح عليه (جدول ٣٣)
- ٣ _ أوجد حاصل الضرب لكل انحراف في تكرار الفئة (ك ح)

(العامود السابع)

وفي كلتا الحالتين تكون الخطوة التالية هي :

- أوجد مجموع حواصل الضرب الناتجة في الخطوة الرابعة (أي المجموع في العامود الثامن).
- ٦ اقسم المجموع الذي حصلت عليه في الخطوة الخامسة على مجموع التكرارات
 (ن) .
- الربيعي لخارج القسمة الأخير فيكون هذا الجذر هو قيمسة الانحراف المعياري (ع)

ايجاد الانحراف المعياري بالطريقة المختصرة :

يمكن اختصار الحطوات الكثيرة في الطريقة السابقة باستعمال معادلة رياضية تساعد على تقليل العمليات الحسابية اللازمة . ففي المثال السابق كان المتوسط الحسابي – لحسن الحظ – عددا صحيحا وهذا نادر الحدوث في البحوث العلمية الواقعية . فاذا كان المتوسط الحسابي عددا كسريا كانت الانحرافات كلها كذلك أعدادا كسرية فتزداد العملية استنفادا للجهود والوقت نظرا لما تحتاجه الى عمليات ضرب وتربيع لأعداد كسرية . والطريقة المختصرة لا تزيد في خطواتها عن خطوات ايجاد المتوسط الحسابي للجدول التكراري الا خطوة واحدة يمكن استخراج الانحراف المعياري بعدها بقانون رباضي . واليث طبيق هذه الطريقة في نفس الحدول السابق على سبيل المقارنة .

1 <u>5</u> -7	<u>-</u> 1	Ē	التكـــر ار ك	الفئـــات ف
			-	
۸۰	۲۰	1 –	٥	A
۱۰۸	۳٦ –	٣	١٢	1.
٦.	۳۰	۲ –	10	—1 T
١٨	۱۸	1 -	١٨	-18
-	_	صفر	10	-17
17	17	١	17	- 14
٧٦	47	۲	11	-7.
44	۳۳	٣	11	44
122	44	ź	4	_Y£
770	٤٥	0	4	۲٦
	179			
۸۲۷	1.8-		14.	المجموع
	70			,

حدول (٣٤) الابحراف الممياري بالطريقة المختصرة

فالحطوة الأخيرة كما يظهر من الجدول تنحصر في استعمال الانحراف الفرضي (حمّ) وانجاد (كحمّ) بدلا من ايجاد الانحرافات الحقيقية عن طريسة استعمال المتوسط الحسابي الحقيقي للمجموعة . ومدى اختصار هذه الطريقة يتضح اذا عرفنا أن أغلب الحالات التي يطلب فيها ايجاد الانحراف المعياري تستلزم أيضا ايجاد المتوسط الحسابي وبذلك يكون كل ما يتطلبه ايجاد الانحراف المعياري بعد ذلك هو خطوة واحدة جديدة .

وقانون ايجاد الانحراف المعياري كما يأتي :

والذي يزيد من سهولة هذه الطريقة أن مح ك ح يستخدم في ايجاد المتوسط ن

الحسابي فلا يحتاج الى عملية جديدة في الحالات التي يطلب فيها ايجاد المعاملين .

: Discrete values الانحراف المعياري اللهيم المتقطعة

سبق أن أوضحنا طريقة ايجاد المتوسط الحسابي لمثل هذه القيم وبينا أنها لا تختلف عن الطريقة المتبعة في حالة الجداول المحتوية على فئات من القيم المتصلة الآفي اتخاذ القيمة المعطاة بدلا من مركز الفئة واعتبار مدى الفئة (١) وهذا هو نفس الفرق أيضا في ايجاد الانحراف المعياري كما يتضح ذلك من الجدول الآتي ، وهو نفس الذي حسب له المتوسط الحسابي في جدول (٢٤).

				
			التكـــرار	عدد الأبناء
ع ٧٤ ُ	ح ك	ج	عدد العائلات	في العائلة
			ట	
٤٨	17 –	٤ —	٣	صفر
78	Y1	٣	٧	١
£ £	YY	٧-	11	Y
18	11-	1 -	١٤	۴
_	_	۳- ۲- ۱- صفر	٧٠	٤
17	١٦	١	١٦	٥
٤٨	71	٧	14	٦
٦٣	41	٣	٧	٧
۸۰	٧٠	٤	•	٨
Yo	10	٥	٣	٩
٧٧	١٢	٦	Y	1.
	۱۰۸			
٥٢٣	74-		1	المجموع
	44		}	

جدول (٣٥) الانحراف المياري القيم المتقطعة

مقارنة بين مقاييس التشتت:

ذكرنا أن المدى المطلق هو أقل مقاييس التشتت دقة وثباتا ، وخاصة في حالة وجود قيم متطرفة لا تمثل المجموعة التي ينتمي اليها . وأوضحا كذلك أن نصف المدى الربيعي يتلافى النقد الذي يوجه الى المدى المطلق باقتصاره على مدى النصف المتوسط من مجموعة القيم . الا أنه لا يتعرض الا لقيمتين هما الربيع الأدنى والربيع الأعلى فقط ، أما الانحراف المتوسط والانحراف المعياري فطريقة حسابهما تتناول جميع قيم المجموعة ، ولكى الانحراف المعياري هو أكثر هذه المقاييس استعمالا نظرا لأنه يستخدم أيضا في كثير من الطرق الاحصائية الأخرى كما سيتضح ذلك فيما بعد

مي نستخدم المدى المطلق ؟

١ – عند ما يراد تحديد اتساع التوزيع أي المسافة بين أقل القيم وأكبر ها .

٢ - اذا ضمن الباحث عدم وجود قيم متطرفة غريبة عن المجموعة .

منى نستخدم نصف المدى الربيعي ؟

١ عندما يراد الحصول على مقياس تقريبي للتشتت في وقت قصير .

عندما تكون في المجموعة قيم متطرفة تشذ عن القيم العادية .

٣ – عندما يراد معرفة درجة مركز القيم حول الوسيط .

٤ – عندما يراد الحصول على مقياس للتشتت في جدول تكراري مفتوح.

متى نستخدم الانحراف المتوسط أو الانحراف المعياري ؟

ا حندما يقصد اعطاء أوزان لجميع الانحرافات تبعا لقربها أو بعدها عن المتوسط الحسماني .

عندما يراد الحصول على معامل للتشتت على أكبر جانب من الدقة والثبات .
 ويفضل في هذه الحالة الانحراف المعياري .

٣ ـــ واذا ما كان الهدف استخدام هذا المعامل في نواحي احصائية أخرى فان المعامل الذي يستخدم هو الانحراف المعياري . كما في حالة معاملات الارتباط أو مقاييس الدلالة التي سيأتي بيانها فيما بعد .

هذا ويجب أن نلاحظ أن هذه الطرق المختلفة لا تؤدي الى نتيجة عددية واحدة . ولذا فيجب الاحتياط عند المقارنة بين مجموعات محتلفة باستخدام معامل واحد فيها جميعا ، والا كانت المقارنة على أسس محتلفة مما يؤدي الى استنتاجات خاطئة . والمثال الآتي يوضح مدى اختلاف هذه المعاملات بعضها عن بعض . فالجدول التكراري الآتي يوضح توزيع مدى اختلاف هذه المعاملات بعضها عن بعض . فالجدول التكراري الآتي يوضح توزيع مدى اختماه صفر وأكبرها ٩٠ وقد حسب لهذا الجدول كل من نصف المدى الربيعي والانحراف المتوسط والانحراف المعياري وأما المدى المطلق فيمكن معرفته مباشة وهو : ٩٠ ـ صفر = ٩٠ .

15/21	1+1					1 ()	1/1	
12/×/F	151	مراكز	とろ	لدخ	حٙ	التكرار	التكر ار	الفئات
!		الفئات				المتجمع	쇠	
						الصاعد		
708,70	٤٧,•٤	٤	۱۸۰	۳۰_	7 —	٥	٥	صفر
٤٦٨,٤٨	79, . 2	۱۲	۳.,	٦٠-	۰ _	۱۷	١٢	– ^
41,22	٣١,٠٤	۲٠	۱۷٦	٤٤	٤	47	11	-17
780,70	74 8	۲۸	140	£0 -	۳-	24	10	-71
۳۰۰,۸۰	10,12	٣٦ ً	۸۰	٤٠-	۲ —	74	٧,	_٣ ٢
۸۸,۵۵۱	٧,٠٤	2.2	44	77-	١-	٨٥	77	_ £ ·
77,72	٠,٩٦	٥٢	-		صفر	119	48	—٤ A
771,	۸,۹٦	٦٠	40	40	١	128	40	07
7.7,07	17,47	٦٨	٤٨	7 &	۲	107	١٢	-78
\$\$4,74	72,47	٧٦	177	٥٤	٣	175	14	_YY_
۰۳۷,۳٦	44,47	٨٤	707	78	٤	14.	17	-۸۰
2.9,7.	٤٠,٦٩	17	40.	٥٠	•	1	1.	^^
			۲۱	٧				
4141,4 0		١ ١	378 78	1-			٧	المجموع
			4	٤-				

جدول (٣٦) مقارنة بين معاملات التشتت

المتوسط الحسابي = ٥٢ -
$$\frac{\gamma \xi}{\gamma \cdot \cdot \cdot} \times \Lambda = \xi \cdot \cdot \cdot 0$$
.

والانحراف المعياري = Λ $\sqrt{\frac{\xi \gamma}{\gamma \cdot \cdot \gamma}} - (\frac{\gamma \xi}{\gamma \cdot \cdot \gamma})^{\gamma} = 0$.

والانحراف المتوسط = $\frac{\gamma + \gamma + \gamma + \gamma}{\gamma \cdot \cdot \gamma} - \gamma + \gamma + \gamma = 0$.

المدى المطلق = ٩٠ الانحراف المتوسط = ١٨،٤٦ نصف المدى الربيعي = ١٦,٦ الانحراف المعياري = ٢٢,٨٥

واختلاف هذه المقاييس في القيم أمر طبيعي ، لأن كلا منها ينظر الى التشت من وجهة نظر خاصة . فكل من المدى المطلق ونصف المدى الربيعي ينظر الى اتساع التوزيع ، بينما الانحراف المعاري والانحراف المتوسط ينظران الى مدى التجمع أو تشتت القيم حول المتوسط . ولذا فاننا لو رجعنا الى شكل (٢١) لاحظنا أن التوزيعات متقاربة من حيث الاتساع بينما تختلف كثيرا من حيث تجمع القيم فيهما حول المتوسط .

ولذا كان من اللازم استخدام مقياس واحد من هذه لغرض المقارنة دائما .

معامل الاختلاف:

قد يضطر الباحث الى المقارنة بين تشتى مجموعتين متماثلتين، وقد يبدو أن الوسيلة لللك هي حساب معامل من معاملات التشتت لكل من هاتين المجموعتين والمقارنة على هذا الأساس. ولبيان مدى خطأ هذه الطريقة نضرب المثال الآتي:

مجموعتان من الأشخاص احداهما من الأطفال والثانية من الكبار . أعمار كل منهما كما هو مبين في الجدولين التكراريين الآتيين . والمطلوب المقارنة بين تشتت أعمسار المجموعتين .

التكرار ·	فئسات	التكرار	فئات
	العمر		العمر
•	_ r.	١	<u> </u>
٥	_ **	٣	_ £
٨	- 41	٧	0
٥	- 44	٧	- 1
١٣	– ٤ ٢	17	_ Y
4.	_	44	- A
١٣	- £A	18	- 1
١.	01	11	- 1.
11	_ et	1.	- 11
٤	_ eV	•	- 17
٦	- 7.	٤	- 14
1	المجموع	١٠٠	المجموع

جدول (٣٨) توزيع أعمار مائة بالغ

جدول (۳۷) توزیع أعمار مائة طفل

ولنفرض أثنا استخدمنا الانحراف المعياري لقياس التشتت في كل منهما كما يلي :

اد ج۲	5 9	₹	التكــرار	الفشات
			গ্ৰ	
Yo	0	0_	١	- T
٤٨	14-	£	٣	£
74"	Y1	٣	٧	ه
YA	11-	۲ —	٧	- T
17	۱٦ —	١	17	~· v
_		۱ صفر	77	- A ·
1 8	11	١	18	- 1
٤٤	77	۲	11	1.
۹.	۴٠	٣	١.	- 11
۸۰	۲.	٤	٥	- 17
١	۲٠	٥	٤	- 18
	١٠٦		١	المجموع
٥٠٨	7/ -			
	۳۸			

جدول (٣٩) الانحراف المماري لاعدر محموعه للاطفال

المتوسط الحساني لأعمار مجموعة الأطفال ٨٠٥ : ٣٨ · = ٨٠٨٨ و الانحر اف المعياري = ٨٠٨٠ - ١٠٢٢ - ٢٠٢٢ = ٢٠٢٢

هذا بالنسبة لمجموعة الأطفال . أما في محموعة البالغين فيكون حساب المتوسط والانحراف المعياري كالآتي :

٤٦٢.	<u>5</u> 1	جَ	التكــر ار (ك)	الفئات
170	Yo	0	0	"
۸۰	7	£ —	٥	_ ~ ~ .
Į.				- rr
YY	78 —	٣	۸	- m
٧٠	1	Y —	٥	_ ٣٩
14	14-	١	١٣	- £Y
_			٧.	- 10
18	١٣	١	١٣	- £A
٤٠	٧.	4	١٠	- 01
44	77	٣	11	01
71	17	٤	٤	_ o V
10.	۴.	•	٦	- 1·
	117		١	المجموع
177	44-			
	Υ.			

جدول (٤٠) الانحراف المدياري لأعمار مجموعة البالغين

وهذا يدل ظاهريا على أن تشتت أعمار مجموعة البالغين أكبر كثيرا من تشتت أعمار مجموعة الأطفال فهو يعادل ثلاثة أمثاله تقريبا ولكن معامل الاختلاف لا ينظر لمعامل التشتت نظرة مطلقة بل يشتمل على ايجاد النسبة المتوية بين معامل التشتت والمتوسط للقيم فهو يساوي .

$$\frac{3}{7}$$

فاذا حسبنا معامل الاختلاف لكل من المجموعتين كان لأعمار مجموعة الأطفال ٢٥ ولأعمار مجموعة الأطفال يزيد عن ولأعمار مجموعة البالغين ، أي أن معامل الاختلاف لأعمار البالغين ، وسبب هذا أن القيم في المجموعة الأولى أصغر كثيرا على وجه العموم من قيم المجموعة الثانية .

ويفيد معامل الاختلاف في ناحية أخرى وهي حالات المقارنة بين تشتت مجموعات مختلفة الوحدات ، فاذا قارنا مثلا بين تشتت أعمار الأشخاص وايرادهم الشهري . ، واستخدمنا للمقارنة الانحراف المعياري لكل ، فان تمييز الانحراف المعياري يكون من نوع الوحدات في كل من المجموعتين ، ومن الطبيعي أنه لا يمكن المقارنة بين قيمتين من وحدات مختلفة كالسنوات و الريالات مثلا ، ولكن معامل الاختلاف يعطينا دائما نسبة معامل التشتت الى المتوسط ، والنسبة دائما غير مميزة ، ولذا تكون المقارنة بمكنة . وعلى ذلك فان معامل الاختلاف هو الوسيلة الطبيعية التي تستخدم عادة للمقارنة بين تشتت المجموعات المختلفة . وهناك وسائل أخرى أكثر دقة سيأتي ذكرها في الأبسواب القادمية .

ومن الواضح أننا لا نستطيع استخدام النسبة السابقة في حالة الجداول التكراريــة المفتوحة ، حيث يتعذر استخراج كل من المتوسط الحسابي والانحراف المعياري ولذا فان معامل الاختلاف في هذه الحالات يكون

الا أنه ينبغي أن نكون على حذر من عدم استعمال معامل الاختلاف على صورتيه في مقارنة واحدة ، فاذا أردنا مثلا أن نقارن بين تشتت مجموعة من القيم في جدول مفتوح وأخرى في جدول مغلق تعين علينا استخدام الصورة الثانية في كليهما ، ولا يصح مطلقا أن نستخدم احدى الطريقتين في احداهما والصورة الثانية في الأخرى ، وذلك لأن كلا من الصورتين تعطى معاملا مختلفا .

فمعامل الاختلاف على الصورة الثانية لجدول ٣٩ يمكن حسابه على الوجه الآتي : _

التكرار المتجمع	التكر ار	الحدود العليا	
الصاعد		للفئات	
_		٣	
١	1	٤	r
٤	٣	۵	- £
11	V	٦	0
١٨	٧	٧	۳ ٦
٣٤ فئة الربيع الأدنى	١٦	٨	- v
٥٦ فثة الوسيط	**	1	- A
٧٠	1 1	١.	- 1
٨١ فئة الربيع الأعلى	11	11	- 1.
11	١.	١٢	- 11
47	•	14	- 17
١٠٠	ŧ	1 &	- 14
	١٠٠		المجموع

جدول (٤١) معامل الاختلاف بالصورة الثانية

$$V,22 = 1 \times \frac{V}{17} + V = 2.5$$
قيمة الربيع الأدنى = $V,22 = 1 \times \frac{V}{17} + V = 2.5$
و قيمة الوسيط = $V,20 = 1 \times \frac{V}{17} \times V = 2.5$

فيكون نصف المدى الربيعي $=\frac{V, \xi\xi - 1 \cdot .\xi0}{Y} = \frac{V, \xi\xi - 1 \cdot .\xi0}{Y}$ ويكون معامل الاختلاف $=\frac{1,01}{\Lambda.VT} \times 1 \cdot ... = 1...$ بينما معامل الاختلاف بالصورة الأخرى = 0.00 .

استخدام معامل الاختلاف في المقاييس النفسية والتربوية :

يعترض بعض النفسيين على استخدام معامل الاختلاف في المقارنة بين تشتت الدرجات في المقاييس النفسية والاختبارات التربوية على اعتبار أن هذه المقاييس لا يعرف لها صفر مطلق ويعطينا Garrett توضيحا على ذلك ما يأتي :

لنفرض أننا أجرينا اختبارا لغويا على مجموعة من الأفراد وكان متوسط الدرجات التي حصلوا عليها ٢٥ والانحراف المعياري لها ٥ ، فيكون معامل الاختلاف في هذه الحالة ٢٠ . ولنفرض أننا أضفنا الى هذا الاختبار ٣٠ سؤالا من السهولة لدرجة أن جميع أفراد المجموعة قد تمكن من حلها جميعا ، وبذلك نجد أن درجة كل فرد قد ارتفعت ٣٠ درجة ، وبالتالي يرفع متوسط الدرجات فيصبح ٥٥ ، ولكن الانحراف المعياري بطبيعة الحال لن يتأثر بتلك الزيادة بل سيظل كما هو ٥ ، وسيهبط معامل الاختلاف نتيجة لذلك في الحالة الثانية هبوطا كبيرا اذ سيصبح ٩ ، ومن الطبيعي أننا نستطيع أن نضيف أي عدد من هذا النوع السهل من الأسئلة . وهكذا تتحكم درجة سهولة الأسئلة المضافة في تغيير معامل الاختلاف ، ومرجع هذا أننا لا نستطيع أن نحدد صفرا مطلقا يحدد لنا مبدأ القياس ، وهذا ما يدعو كثيرا من النفسيين الى التقليل من أهمية معامل الاختلاف في المقاييس النفسية والتربوية .

الا أن جاريت Garrett يرى أن هذا الاعتراض بالرغم من صحته لا يهدم الانتفاع بمعامل الاختلاف هدما كليا . وهو يرى أن عدم وجود صفر مطلق للمقاييس والاختبارات أخسية والتربوية هو العقبة في معاملات أخرى غير معامل الاختلاف ، ففي المثال السابق ،ي ذكرنا فيه أنه اذا أضفنا ٣٠ سؤالا سهلا الى الاختبار فان معامل الاختلاف سيتغير نغيرا كبيرا تلاحظ كذلك أن المتوسط الحسائي سينتابه قدر كبير من التغير حيث تزيد قيمته بمقدار ٣٠ درجة (على اعتبار أن جميع الأفراد سيتمكنون من حل هذه الاسئلة)

ومع هذا فالمتوسط الحسابي يستخدم بدرجة كبيرة من الثقة في جميع البحوث . كما أن البحوث النفسية تشتمل في كثير من الأحيان على مقاييس عضوية موضوعية كالطول والعمر وزمن الرجع reaction time وسرعة التنفس والنبض ... الخ وهذه لا جدال في صحة استخدام معامل الاختلاف في المقارنة بين تشتتها .

وزيادة على ذلك فانه اذا استخدمنا مقياسا نفسيا واحدا للمقارنة بين تشتت مجموعتين في صفة نفسية خاصة فليس ما يمنع من استخدام معامل الاختلاف ما دام الصفر النسي المتعاق بالاختبار واحدا في الحالتين . كما في حالة المقارنة بين تشتت ذكاء البنين وذكاء البات باستخدام اختبار واحد للذكاء لكليهما . أو المقارنة بين تشتت الاتجاه العقلي لكل من المتعلمين والأميين باستخدام مقياس واحد لهذا الاتجاه ، ولكن الذي يعترض عليه هو المقارنة بين درجات اختبارين أو مقياسين مختلفين حتى ولو كانت المجموعة التي يطبق عليها كل من الاختبارين واحدة .كالمقارنة مثلا بين القدرة اللغوية والقدرة الحسابية لفصل من الفصول أو مجموعة من الأفراد .

الدرجـة المعياريـة Standard score :

اذا عرفنا أن تلميذا في فصل قد أخذ به أي مادة من المواد فهل نستطيع أن نفهم من ذلك مبلغ تقدمه أو تأخره بالنسبة لفصله ؟ الفكرة المباشرة التي قد تفهم عند سماع هذه الدرجة أن هذا التلميذ متفوق في هذه المادة . ولكن هذا الاستنتاج قد يكون بعيدا عن الصحة في بعض الأحيان . فقد يكون الامتحان الذي وضع لهذه المادة من السهولة لدرجة أن به كانت أقل درجة من درجات تلاميذ الفصل . فيكون ترتيب التلميذ بالنسبة لفصله في هذه المادة الأخير ، وقد يكون الأمر عكس ذلك تماما أي قد يكون الامتحان على درجة من الصعوبة بحيث أن أكبر درجة من درجات الفصل في هذا الاختبار كانت به أي أن هذا التلميذ في الحالة الثانية يكون ترتيبه الأول في المسادة المختبرة ، وعلى ذلك فمجرد ذكر القيمة لا يكفي مطلقا لمعرفة مركزها في المجموعة التي المختبرة ، وعلى ذلك فمجرد ذكر القيمة لا يكفي مطلقا لمعرفة مركزها في المجموعة التي اليهسا .

وقد يساعد على معرفة مركز القيمة بالنسبة للمجموعة ذكر المتوسط الحسابي للقيم

ومقارنتها به ، فاذا عرفنا أنه في الامتحان السابق كان متوسط الدرجات ، ه درجية أدركنا على الفور أن هذا التلميذيقع في النصف المتقدم في الفصل ، اذ أنه يعلو عن هذا المتوسط بمقدار ٢٠ درجة ، ولكنا حتى بعد هذا لا نستطيع معرفة مركز هذا التلميذ في النصف العلوي من الفصل . أي مدى بعد القيمة ٧٠ عن المتوسط بالنسبة لقيم المجموعة ، ولذا يحتاج الباحث الى مقارنة مدى ارتفاع القيمة أو انخفاضها عن المتوسط أي الفرق بين القيمة والمتوسط بمقياس من مقاييس التشتت ، والطريقة المتبعة لذلك هي ايجاد النسبة بين هذا الفرق والانحراف المعياري ، ويطلق على النسبة الناتجة « الدرجة المعيارية » :

فالدرجة المعيارية = القيمة ــ المتوسط الانحراف المعياري

ومن الواضح أن هذه الدرجة قد تكون سالبة أو موجبة الاشارة حسب نقصها أو زيادتها عن المتوسط الحسابي هي صفر. وبالرغم من أن وحدات المتوسط الحسابي والانحراف المعياري تكون من نوع وحدات القيم الأصلية ، فان كانت القيم نقودا بالريالات مثلا كان المتوسط الحسابي والانحراف المعياري ريالات كذلك ، الا أن الدرجة المعيارية نسبة لا تمييز لها ، فهي تعبر عن عدد مرات احتواء انحراف القيمة عن المتوسط على الوحدات من الانحراف المعياري : وهذا يجعل للدرجات المعيارية فائدة المقارنة بين مراكز القيم في مجموعاتها .

المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للدرجات المعيارية :

اذا تأملنا ما تساويه الدرجة المعيارية جبريا أدركنا أن المتوسط الحسابي لهذه القيم صفر ، وذلك لأن حاصل جمعها كذلك صفر . لأن مجموع الدرجات المعيارية للقيم = مجموعها – المتوسط × عددها ومجموع القيم يساوي بطبيعة الحال (متوسطها × عددها) ولزيادة الايضاح نسوق المثال العددي الآتي :

لايجاد الدرجات المعيارية للأعداد الخمسة الآتية : ٢٧ . ٢٧ ، ٩ ، ٣٥ ، ٣٣ نجد أن المتوسط الحسابي لها =

مراه المراه عند المعياري = ٧,١٨ والانحراف المعياري = ٧,١٨ فتكون القيم المعيارية هي على الترتيب :

. +,4V . 1.74 . +;82 = + +;87 = + 1,11 =

واذا حسبنا المتوسط الحسابي لهذه القيم المعيارية وجدنا أنه صفر كما أن الانحراف المعياري لها يكون واحدا صحيحا (يمكن الوصول الى هذه النتيجة الأخيرة رياضيا) ولبيان ذلك في هذا المثال نتبع الخطوات الآتية :

على اعتبار أن المتوسط الحسابي للقيم المعيارية صفر تكون مربعات انحرافها عــن المتوسط :

 $(\cdot, \forall 1 = {}^{Y}(\cdot, \lambda \xi -) \cdot \cdot \cdot \lambda = {}^{Y}(\cdot, \xi Y -) \cdot (\lambda, Y = {}^{Y}(\cdot, \lambda Y) \cdot \lambda = {}^{$

$$1 = \frac{\xi, 99}{0} = \frac{7 - 2}{0}$$

تحويل الدرجات المعيارية للقيم الأصلية :

قد يحتاج الباحث النفسي أو الاجتماعي الى تحديد قيم معيارية خاصة ومعرفة القيم الأصلية المقابلة لها ، كأن يعتبر جميع من تزيد درجته المعيارية عن ٢ أقوياء في المسادة المختبرة مثلا فهو في هذه الحالة يحتاج لمعرفة الدرجة التي تقابل ٢ درجة معيارية .

ولمعرفة الدرجة المقابلة نلاحظ أن معنى ٢ درجة معيارية أن الدرجة المطلوبة تزيد عن المتوسط الحسابي بضعف الانحراف المعياري ، فكأن الدرجة المطلوبة = المتوسط الحسابي + ٢ × الانحراف المعياري ، ومعنى - ٢ درجة معيارية أن الدرجة المعيارية أقل من المتوسط الحسابي بضعف الانحراف المعياري . وبوجه عام فان : الدرجة المعيارية = المتوسط الحسابي + القيمة المعيارية × الانحراف المعياري .

: Percentile الرتبة المينية

ذكرنا عند الكلام على الربيع أن الربيع هو النقطة التي تحدد أرباع المجموعة ، ولذلك فان في المجموعة ثلاث ربيعات وأربعة أرباع ، فالربيع الأدنى هو النقطة التي ينتهي عندها الربع الأول للقيم ، والربيع الأعلى هو النقطة التي ينتهي عندها الربع الثالث للقسيم .

وكما قسمنا المجموعة الى أربعة أجزاء في حالة الرّبيع فاننا نقسمها الى مائة جزء في حالة الرتبة المئينية وتكون الرتبة المئينية هي النقطة التي تحدد هذه الأجزاء فاذاحددنا النقط التي تقل

عنها ١٠٪ من القيم مثلا كانت هذه النقطة هي المثين العاشر ويرمز له بالرمز الويك و منها ١٠٪ من القيم مثلا كانت هذه النقطة هي المثين أن نتخذ له الرمز العربي الآتي : ٢٠٠ وعلى ذلك فان الربيع الأول و ١٠ هو نفسه ٢٠٠ . لأن كلا من نفسه المئين الحامس والعشرين تقع قبلها ربع القيم ، وأما الربيع الثالث أو المئين الحامس والعشرين تقع قبلها ربع القيم ، وأما الربيع الثالث أو المئين الحامس والسبعين يقع قبله ثلاثة أرباع القيم .

وللمثين فائدة كبيرة في المقاييس العقلية فكثير من هذه المقاييس تكون نتائجها على هيئة مثين ، فيلحق بالاختبار مثلا جدول يبين المئين المقابل للدرجات المختلفة ، بحيث اذا طبق المقياس على أحد الأفراد ثم صحح فبالرجوع الى مثل هذا الجدول يمكن معرفة مركز هذا الفرد بالنسبة لمن هم في سنه أو مستواه ، أو رتبته المئينية المعرفة واذا فهمنا المقصود من المئين أو الرتبة المئينية أدركنا أنه قد يكون لدينا نسبة مئوية خاصة ويكون المطلوب تحديدها بالنسبة للقيم في المجموعة أو قد يكون لدينا قيمة خاصة ويكون المطلوب تحديدها النسبة المقيم التي تقل عن هذه القيمة المعطاة .

حساب المئسين في جدول تكراري :

لا تختلف طريقة حساب المثين عن طريقة حساب الوسيط أو الربيع فكل ما يستازمه الحساب هو تحويل التكرار الى تكرار تجمعي ، والمثال الآتي يوضح طريقة العمل ـ

أجري اختبار ذكاء على مجموعة من الأفراد فكانت درجاتهم فيه موزعـــة كـــالآتي : ـــ

التكرار التجمعي الصاعد	التكسرار	القشات
٨	٨	- •
19	11	- 1.
79	١٠.	- 10
1 111	١.	{- Y·
٧٦	44	- Ye
14.	£ £	- T1
10.	۳۰	· Ye
17A	14	- 11
14.	17	_ £ •
144	4	_ ••
140	۲ .	**
γ	•	- 1.
	۲۰۰	المجموع

ا جدول (۱۲) درجات ۲۰۰ شغم أي اختبار لاكا"

فاذا أردنا معرفة المئين العشرين γ , كانت رتبته = $\frac{\gamma}{111} \times \gamma$ أي أنه سيكون في الفئة (۲۰ –) .

وهكذا يمكن حساب القيم المقابلة لكل مئين للاسنفادة به بعد ذلك حسب الجدول الآتي :

القيمة المقابلة	طريقة حساب القيمة المقابلة للمثين	عدد القيم التي تحت المئين	المثين المطلوب
للمثين		الميران	
10,01	$\circ \times \frac{14 - 4}{1}$	٧٠	١٠
۲۳, ٦٧	$\circ \times \frac{79-5}{10} : 7$	٤٠	۲۰
۲۷,۰۰	0 × 12 - 7.	٦.	۳۰
۳۰,٤٥	• × \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ 	۸۰	٤٠
47,74	• × \(\frac{1}{2}\) + \(\frac{1}{2}\).	1	٥٠
70,	٣٥ + صفر	14.	٦.
۳۸,۳۳	0× 1/1 18. + 40	12.	٧٠
٤٢,٧٨	0× 10· - 17· + 1·	17.	۸۰
٥٠,٠٠	۵۰ ــ صفر	۱۸۰	٩٠

جدول (٤٣) تحديد المئين في الجدول التكراري

ويلاحظ أن الم_{صور} يقع عند مبدأ التوزيع حيث لا توجد قيمة أقل منه . وأن م المجموعة أقل منها .

ايجاد الرتبة المئينية Percentile Rank لإحدى قيم المجموعة :

وكما يحتاج الباحث الى تحديد القيمة التي تقابل مئينا مجددا قد يحتاج الى عكس ذلك ، أي الى معرفة الرتبة المئينية لقيمة من القيم لتحديد مركزها وسط المجموعة . ولنفرض مثلا أننا نريد أن نحسب الرتبة المئينية لفرد حصل على درجة ٣٨ في اختبار الذكاء السابق (جدول ٤٢) ، فتكون طريقة الحساب كما يلي :

أولا ــ درجة ٣٨ تقع في الفئة (٣٥ ــ)

ثانيا ــ هناك ١٢٠ فردا درجاتهم أقل من الحد الأدني للفئة

ثالثا ــ نظرًا لأن تكرار الفئة (٣٥ ــ) هو ٣٠

 $11 = 70 \times \frac{70 - 70}{0}$ هو $11 \times 70 \times 70 \times 10^{-1}$ هان عدد أفر اد الفئة (80 - 10 التي تقل در جاتهم عن $10 \times 70 \times 10^{-1}$

رابعا ــ عدد جميع القيم الّتي تقل عن ٣٨ في المجموعة = ١٢٠ - ١٨ = ١٣٨

خامسا ـــ و نظرا لأن عدد أفراد المجموعة كلها = ۲۰۰ لذلك فان المثين المقابل للدرجة $\frac{170}{100} \times 100$ هو $\frac{170}{100} \times 100$

ويمكن أن نصف طريقة ايجاد الرتبة المئينية المقابلة لاحدى قيم المجموعـــة في الخطوات الآتية : --

١ 🗀 حدد الفئة الني يقع فيها والحد الأدنى لهذه الفئة .

٢ ــ احسب التكرار المتجمع قبل هذه الفئة .

٣ _ احسب عدد أفراد الفئة التي تقل عن القيمة وهو يساوي

القيمة – الحد الأدنى للفئة محرار الفئة مسدى الفئة

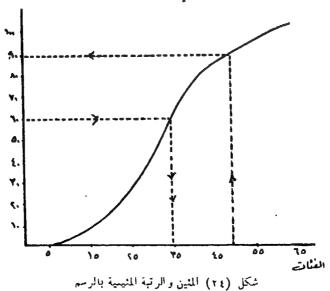
٤ - اجمع التكرار المتجمع قبل الفئة × عدد قيم الفئة التي تقل عن القيمة فينتج
 عدد جميع قيم المجموعة التي تقل عن القيمة المعطاة .

احسب الرتبة المثينية المطلوبة على الوجه الآتي :

عدد القيم التي تقل عن القيمة المعطاة × ١٠٠٠ مجموع التكرارات

ايجاد المئين والرتبة المئينية بالرسم :

الرتبة المئينية لقيمة ما هي عدد القيم التي تقل عنها في المقياس المئوي ، ولذلك فان الحطوة الأولى في أي جدول تكراري هي تحويل التكرارات في هذا الجدول الى تكرارات تجمعية مثوية (أي على اعتبار أن المجموع ١٠٠ ، ثم رسم المنحى التجمعي الناتج لهذا التوزيع ومن هذا المنحى يمكن بسهولة استنتاج أي مئين أو أي رتبة مئينية لأية قيمة . فاذا أجرينا هذه الحطوات على جدول (٤٢) الذي يبين توزيع درجات ٢٠٠ شخصا في اختبار للذكاء حصلنا على المنحى التجمعي المثوي الآتي :



ومن هذا الرسم يتضح أن المئين الستيني هو عند القيمة ٣٥ ، وأن الرتبة المئينية للقيمة • • هي ٩٠ ، وهكذا يتسنى للباحث معرفة أي مئين أو رتبة مئينية من الرسم مباشرة .

العلاقة بين الدرجة المعيارية والرتبة المثينية :

ليست هناك علاقة مباشرة بين الدرجة المعيارية والرتبة المثينية ، ولذلك فلتحويل احداهما للأخرى نرجع الى القيمة الأصلية التي تقابلها . فاذا كان المطلوب مثلا معرفة الرتبة المثينية للدرجة المعيارية ١,٥ نضرب ١,٥ × الانحراف المعياري للمجموعة ونضيف الى حاصل الضرب المتوسط الحسابي ، فتنتج القيمة الأصلية المقابلة للدرجة المعيارية المعطاة . وبمعرفة القيمة الأصلية يمكن استنتاج الرتبة المطلوبة كما سبق ايضاحه .

الا أنه في التوزيع الاعتدالي الذي سبق وصفه في الباب الأول يمكن بطريقة رياضية معرفة الرتبة المثينية المعادلة لأية درجة معيارية وبالعكس . وسيأتي تفصيل ذلك عند ذكر خواص المنحنى الاعتدالي في القادم .

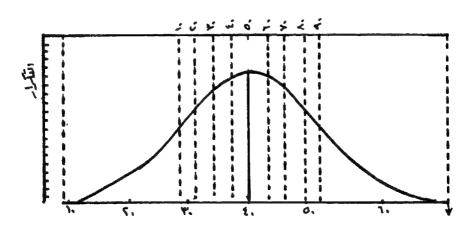
استخدام الرتبة المئينية في البحوث النفسية :

يستخدم المئين بكثرة في الاختبارات النفسية وخاصة الاختبارات الخاصة بالبالغين .

ففي اختبارات الذكاء مثلا يمكن استخدام نسبة الذكاء وهي (العمر العقلي × ١٠٠)

في حالة الأطفال ، أما في حالة الكبار فالطريقة المستخدمة عادة هي الرتبة المئينية ، كما أن من المتبع عادة أن يستخدم في القياس أكثر من اختبار واحد أي ما يطلق عليه النفسيون و بطارية Battery ، بحيث يكشف كل اختبار منها عن سمة نفسية ، سواء كانت هذه السمة النفسية قدرة من القدرات أو صفة من الصفات الانفعالية كالانبساط submission والخضوع ascendance والخضوع introversion ونظرا لحاجة الباحث الى توحيد مستوى درجات كل هذه الاختبارات المتنوعة في البطارية الواحدة وسهولة مقارنتها بعضها ببعض فان طريقة الرتبة المثينية هي المستخدمة عادة في هذه المقارنة ، ويعمل من النتائج المختلفة لحذه الاختبارات والمقاييس النفسية ما يسمى التخطيط النفسي Psychological Profile

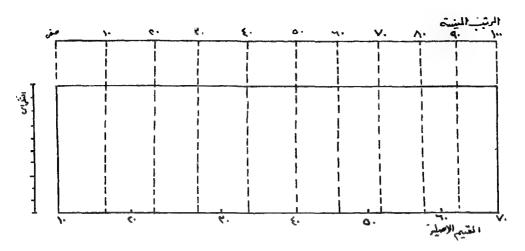
وقبل أن نوضح طريقة رسم التخطيط النفسي ينبغي أن نذكر خاصية يجب مراعاتها عند استعمال الرتبة المثينية في القياس النفسي . ذلك أن وحدات المقياس المثيني ليست



شكل (٢٥) اختلاف الوحدات في المةياس المثيني

ولكن هل يمكن أن تقابل وحدات القيم وحدات متساوية في المقياس المثيني في أي توزيع ؟ الواقع أن هذا يحدث في حالة التوزيع المستطيل الذي يتساوى فيه تكرار الفثات ، مهما قربت أو بعدت عن متوسط المجموعة .

كما يتضح من شكل (٢٦) ولكن هذا النوع من التوريع نادر الحدوث جدا في النتائج القربوية ، ولذا يجب مراعاة ذلك دائما عند ذكر النتائج أو توضيحها



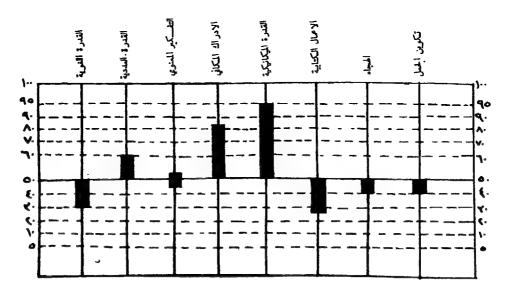
شكل (٢٦) تساوي وحدات المقياس الميثيني في التوزيع المستطيل

بالرسم أو التعليق عليها احصائيا ، فالرتبة المثينية تعطي صورة واضحة عن رتبة الفرد أو مركزه النسي في المجموعة التي ينتمي اليها ، أو المجموعة الطبيعية التي تقنن المقياس على أساسها ولكنها لا توضح مطلقا الفرق بين الدرجة التي نالها الفرد والدرجة التي نالها فرد آخر . ولذا فان الرتبة المئينية لا تخضع للعمليات الحسابية ، كالدرجات أو القيم العادية ، الا أن سهولة حسابها وشدة وضوحها في المقارنة جعلها شائعة الاستخدام في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية .

فاذا استخدمنا الرتبة المثينية في رسم التخطيط النفسي كان علينا أن نراعي عدم تساوي وحدات المقياس المثيني في الرسم حتى نلتزم الدقة في التعبير والمقارنة . والمثال الآتي يوضح تخطيطا نفسيا لأحد الأفراد أجرى عليه الاختبارات الفارقة للقدرات Differential Aptitude tests ، ومنه يتضح أن ههذا الفرد متميز في القدرة الميكانيكية وفي القدرة على الادراك المكاني بينما يظهر ضعفه بنوع خاص في القدرة على الأشغال الكتابية ، ولكنه عادي أو متوسط في القدرة على التفكير المعنوي .

ويستخدم المقياس المثيني كذلك بنوع خاص في مقاييس الميول interests

onverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)



شكل (٢٧) تخطيط نفس لقدرات أحد الأفراد

ذلك لأن هذه المقاييس تحتوي عادة على نواحي وميادين متنوعة من أوجه النشاط في الحياة. ولتوضيح طريقة استخدامه ننقل فيما يلي صورة تخطيط نفسي لنتيجة اجابات فرد على أسئلة مقياس كودر KUDER الذي يحتوي على نواحي الميول الآتية:

۱ _ أوجه النشاط الخارجي Outdoor

Mechanical الأعمال المكانيكية - ٢

٣ ــ النواحي العددية Computitional

\$ ــ النواحي العلمية Scientific

• ـ الدعاية والتأثير Persuasive

٦ – النواحي الفنية Artistic

٧ ـــ النواحيّ الأدبية Literary

Musical النواحي الموسيقية ٨

Social service الحدمة الاجتماعية - ٩

١٠ _ الأعمال الكتابية Clerical

و الأعداد العليا في الرسم توضح الدرجات التي نالها هذا الشخص في النواحي المختلفة، كما تدل الأعداد التي داخل المستطيلات على مقدار ما حصله من الدرجات في ناحية من هذه النواحي والدرجات الجانبية هي الرتب المثينية في المقياس . ومن هذا التخطيط يتضح شدة ميل هذا الشخص الى النواحي الأدبية ثم الحدمة الاجتماعية وضعف ميله في النواحي الميكانيكية والعددية .

ويلاحظ أن الحرف M في الشكل معناها مذكر Masuline ويلاحظ أن الحرف M في الشكل معناها مذكر فقد رسمت المستطيلات على اعتبار المعايير الخاصة بالذكور .

	7.	100	10	- 00	4	- 4	4.0				
	0 66	, 16	2 16	1 33	436	s 20	4 38	, 6	s 59	940	
	ğ	MICHANICAL	COMPUTATIONAL	¥	STIME	J	Ł	,	SERVICE	4	
	CUTTO COM	TACKET IN	No.	SCHOMPS	PERSUASTVE	AATTISTIC	VIERA	PHUBICAL	MOON	Cottacal	
	M F	MF	MI	An F	M F	MF	M F	M F	M 5	MF	
169	00 70 70 75 70 75	10 33	12 47 15 45	70 45 69 45	70 68 33 66		42 48		67 78	11 55	
		., 3	5D 45 43 44	40 00	1 1	92 52	"	30	,,	8 81 7 7"	
	77 10	1 13	47 43	67 47	3	51 51	39 29	"	45 76	90 23 10 78 52	
		4	45 8	65 61	71 44 71 43	50 50	7/7	20	43 74	13 12	١.,١
PACENOUSS 1	123		44 40 43 30	** 5	122 47		VXX.	29	41 73	73	- Dead
1	10 147	1 44	41 38	63 56	87 61 66 55 61 55	47 40	092	.,	90 72	1513	
-	33 18	3	30 39	42 1 54	86 Sa	** 42	12.		1211	1 (1) 44	-
***	71 997 70 998 98 998	39	30 35 30 34	51 17 50 81	\$7 57 47 56 50 55 55 54 56 53	45 45	VXX	27			F
-		60 35	36 33	59 30	38 54 51 93	1 41 43	17/	1:5		1 2 20	E
P0	3 00 33	25 35	31 33 34 31	37 40	1 34 1 22	36 42		14 "			* ************************************
		56 33	23 20	£ 33 44	92 93 93	37 40	2 2	23 28		1 am 90	E
-		1: ;;	32 29			23 25	1	12 2	17.10	/I "' I a.	E
80	1/2	1. 100	1 **	52 47 31 33	3 48 47	34 37	12/9	10 14			=
-	3/134 96		-1 294 E'	7 ** 7 3	A	7.50	17.60	1	1442		
70		53 51 11	20	1 49 57	45	1 100		101	V 71 X	13	E- 70
4	100	111	77 2	4,5	44	27 32	12	1:1:	VXX		najminiminajminajmi
60	12.		1 (Z	42 3	43 4	27 20	VIN /	141	1///	u1 **	
30	1 /4//	111	24 2	41-21	1 40 1	'; 2* (VM 2	12	144	1.1	
-	⇒ /9/12.	1:5 1"	223	1 31 []	1 4 4 6 4			1::16	VX		
40	1//	1:1"	22]		واعدا		リンスス	4 10	·///		
20 -		#40 ''	4"1 "	15 7	NY.			1 ", "	· CX		
		1	20 1	,			12	4.1.	40.60	14	Ł
	VY M	1 35		120	VV.	V.X.	1/1/	1 'l'	1/1	YX	
70			171	1.60	42 X	XX.	XXX	4 1		11/	推
-	メンメメ	1::	1171	13/	121	XX	49V	نلسلا	1/11/2	XXX	涯
			-	12/	XXX	XX	XX	100	1/10		生
	Y.V	101.	USV	1/X/	XX	1/2/	VV	XX	XX	121	it -
	ーレンバル	dni.		XX	XXX	XXX	XX	XX	VX	1/1/2	<u> </u>
	177	151,	12	1/2/	XX	VV.	XX.	XX			7
	-131				XX		XX	XX		121	ŭ-
	12/	211	10	XX	12	1/2/	XX	XY	144		4
	W	11	:///	NX	NY.	XX		XX	1/2/	N.X	7
ĺ	W	XX	XX	XX	XX	XX	XX.	XX	XX		y
	W	SVX.	XX	W	XX	NX)	XX	\$X	1/1	XX	
l		1/2/	XX	1/3/	X	XX	XX	X	XX		7
•-	-W/	XX	W	XX	WY	NX.	XXX	YX	XX	1/2/2	

شكل (٢٨) تخطيط نفسي لأحد الأفراد في اختبار الميول لكودر

أسئلة على الباب الثالث

المجموعة الأولى البنين والأخرى من البنين والأخرى من البنين والأخرى من البنات وكان توزيع الدرجات فيها كما يلي :

تكرار البنسات	تكرار البنين	فئسات الدرجات
_	٣	- 10
٧ .	٨	- Y•
٤	10	_ Yo
Yo	77	 ۳۰
۸۲	٧٠	Yo
Į o	۳۰	- t •
44	٤٠	_ £ ø
۳۷	**	_ 。
۲۰	١٨	60
۱۸	11	- 7.
٧	٧.	- To
_	6	٧٠ فما فوق
777	741	المجموع

جدول (٤٤) درجات مجموعة من البنين وأخرى من البنات في اختبار الهجاء

والمطلوب المقارنة بين تشتني درجات المجموعتين .

21 , 07 , 77 , 77 , 79

٢ _ احسب الانحراف المعياري لدرجات البنات في جدول (٤٤) .

٣ ... أوجد الرتب المثينية المقابلة للدرجات الآتية في مجموعة البنين في جدول (٤٤) .

إ ــ أوجد الدرجات المقابلة للدرجات المعيارية الآتية في مجموعة البنات في جدول
 (٤٤) .

ــ هره ، ۲٫۷ و صفر ، ۲٫۱ ، ۱۰۱ .

احسب كلاً من المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للقيم العشر الآتية :

ه ، ٣٥ ، ٣٦ ، ٣٢ ، ٣٠ ، ٢٠ ، ٧١ ، ٧٠ ، ٣١ ، ٣١ ثم أضف ٥ على كل قيمة من هذه القيم العشر واحسب كل من المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للقيم الجديدة .

٦ - اضرب كل قيمة من القيم العشر في المسألة السابقة في ٣ ثم احسب كل من المتوسط والانحراف المعياري للقيم الجديدة .

الجدول الآتي يبين المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لمقاييس ثلاثة ،
 احسب معامل الاختلاف لكل منها ورتبها من حيث درجة تشتتها في كل من الجنسين على حدة ثم قارن بين تشتت كل مقياس في الجنسين :

ت	الثبا	قبضة اليد		ئقـــر	سرعة ال	القياس		
النساء	الرجال	النساء	الرجال	النساء	الرجمال			
٥,١٣	0,72	74,4	٤٢,١	۱۸٤,۰	٤,٠١٠	المتوسط		
1,4	١,٦	٤,٨	٦,٤	14,4	۲٠,٠	الانحراف المعياري		
170	1.0	177	۱۰۸	171	1.1	العـــدد		

جدول (ه٤) نتائج ثلاثة مقاييس في الحنسين

٨ ــ مجموعتان من القيم المجموعة الأولى تشتمل على القيم الآتية :

2V . 79 . Yo . VT

والمجموعة الثانية تشتمل على القيم الآتية :

£V . 77 . 79 . 70 . 77 . £Y

فاذا رمزنا للمتوسط الحسابي للمجموعة الأولى بالرموز م ورمزنا للمتوسط الحسابي للمجموعة الثانية بالرموز م ولعدد قيم المجموعة الأولى بالرموز ن ولعدد قيم المجموعة الثانيــة بالرموز ن ولعدد قيم المجموعة الثانيــة بالرموز ن وللمتوسط الحسابي للمجموعة الكلية الناتجة عن ضم المجموعتين بالرمز م $\frac{\dot{1}}{\dot{1}}$ كان م $\frac{\dot{1}}{\dot{1}}$ $\frac{\dot{1}}{\dot{1}}$ $\frac{\dot{1}}{\dot{1}}$ $\frac{\dot{1}}{\dot{1}}$ $\frac{\dot{1}}{\dot{1}}$ $\frac{\dot{1}}{\dot{1}}$ $\frac{\dot{1}}{\dot{1}}$

حقق هذا القانون في المجموعتين المذكورتين .

(ج) الرتبة المثينية للقيمة ١٧

في الجدول التكراري الآتي :

_٣٠	_ YV	_Y £	_Y\	-14	10	-71	-1	-7	۳-	صفر۔۔۔	الفئات
0	۱۸	٧٠	17	٣٣	۳۰	44	١٤	۱۲	١.	٥	التكرار

جدول (۲۶)



(لباب (المونع

المنحى الاعتدالي وخواصه Normal curve

= نسبة الاحتمال Probability Ratio

= التوزيع الاعتدالي في المقاييس النفسية والاجتماعية

الارتفساع

= تحويل التوزيع الى أقرب توزيع اعتدالي

المسياحة

= العلاقة بين المئين والدرجة المعيارية في التوزيع الاعتدالي

= مقياس والدرجــة التائيــة

= تلخيص لأهم خواص المنحى الاعتدالي

= مقاييس انحراف التوزيع عن الاعتدالي

Skewness الالتسواء

التغرطيح Kurtosis



نسبة الاحتمال:

اذا توقعنا حدوث ظاهرة من الظواهر من بين عدد من الظواهر الأخرى المحتملة بحيث لا يوجد محل لاحتمال آخر فان نسبة احتمال حدوث الظاهرة هي النسبة بين تكرار حدوثها ومجموع تكرارات حدوث جميع الظواهر المحتملة . فاذا ألقينا قطعة من قطع العملة فانها اما أن تقع على الوجه الذي به الصورة و اما أن تقع على الوجه الذي به عدد ما تساويه ، وليس هناك احتمال ثالث غير هذين الاحتمالين . وعلى ذلك تكون نسبة احتمال وقوع قطعة العملة على أحد هذين الوجهين = $\frac{1}{7}$ و اذا ألقينا و زهر ، اللعب الى أعلى فاما أن يقع على الوجه الذي به نقطة و احدة أو على الوجه الذي به نقطتان أو ثلاث أو أربع أو خمس أو ست نقط . وعلى هذا فتكون نسبة احتمال وقوع « الزهر » على أحد الوجوه الست = $\frac{1}{7}$ ، و في حالة اجابة سؤال من نوع الصواب و الخطأ أو أي نوع من الأسئلة ذات الوجهين : عاصمة فرنسا هي باريس (صواب — خطأ) أو الباردة (أكبر — أصغر) من المر . أو تقع عنيزة (شمال — جنوب) الرياض . فاذا كانت الاجابة تبعا لمحض الصدفة دون علم حقيقي بالاجابة الصحيحة فان نسبة احتمال كون الاجابة صحيحة أو خاطئة هي يصل الى (١) فني حالة القاء قطعة النقود يكون احتمال وقوعها على أي وجه من الوجهين يصل الى (١) فني حالة القاء قطعة النقود يكون احتمال وقوعها على أي وجه من الوجهين عصل الى (١) فني حالة القاء قطعة النقود يكون احتمال وقوعها على أي وجه من الوجهين عصل الى (١) فني حالة القاء قطعة النقود يكون احتمال وقوعها على أي وجه من الوجهين

وعلى ذلك فان نسبة الاحتمال تكون محصورة بين صفر ، ١ فاذا كانت نسبسة الاحتمال صفر اكانت الظاهرة مستحيلة الحدوث كاحتمال انطباق السماء على الأرض مثلا ، واذا كانت نسبة الاحتمال (١) كانت الظاهرة مؤكدة الحدوث كاحتمال أن شخصا معينا سيموت يوما ما .

واذا ألقينا ست قطع من قطع العملة الى أعلى فان هناك سبع احتمالات للحالة التي تقع عليها القطع جميعها . أولا : أن تقع القطع الست جميعها على الوجه الذي به الصورة .

ثانيا : أن تقع خمس قطع على وجه الصورة وقطعة واحدة على الوجه الآخر .

ثالثا : أن تقع أربعة قطع على وجه الصورة وقطعتان على الوجه الآخر .

رابعًا: أن تقع ثلاث قطع على وجه الصورة وثلاث قطع على الوجه الآخر .

خامسا : أن تقع قطعتان على وجه الصورة وأربع قطع على الوجه الآخر .

سادسا : أن تقع قطعة واحدة على وجه الصورة وخمس قطع على الوجه الآخر .

سابعا : أن تقع جميع القطع على الوجه الحالي من الصورة .

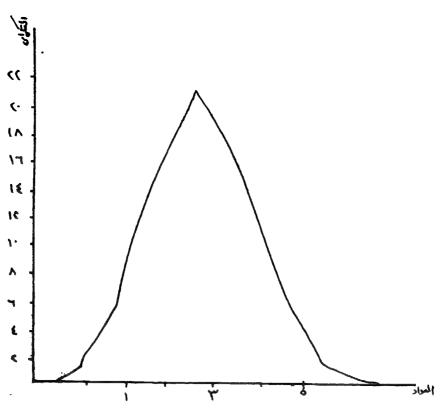
فاذا قذفنا هذه القطع الست الى أعلى ٦٤ مرة فان عدد الممرات المحتملة لحدوث هذه الحالات السبع يمكن حسابها بطريقة جبرية (هي حدود مفكوك المقدار ذي الحدين الآتي (١/٢ + ١/٢) أمضروبة في ٦٤ (١) وهي مبينة في الجدول الآتي :

المجموع	٦	ō	٤	٣	Y	١	صفر	عدد القطع التي تقع علىوجه الصورة
7.8	17	١	٥	۲.	10	٦	١	تكرار حدوث ذلك في ٦٤ مرة

جدول (٤٧) تكرار الحالات المختلفة لوقوع ست قطع

واذا رسمنا المضلع التكراري الذي يربط بين عدد القطع التي تقع على وجــه الصورة وتكرار حدوث ذلك نحصل على الشكل الآتي :

⁽¹⁾ حدود مفکوك ($\frac{1}{7} + \frac{1}{7}$) حسب نظرية ذات الحدين هي ($\frac{1}{7}$) + 7ق ($\frac{1}{7}$) $(\frac{1}{7})$ + 7ق ($\frac{1}{7}$) ($\frac{1}{7}$) + 70 ($\frac{1}{7}$) + 70 ($\frac{1}{7}$) (\frac



شكل (٢٩) المضلع التكراري للحالات المختلفة لوقوع ست قطع على وجه الصورة

ومن هذا الجدول يستنتج أن نسبة احتمال وقوع الست قطع على وجه واحد سواء وجه الصورة أو الوجه الآخر $\frac{1}{1}$ $\frac{1}{1}$ $\frac{1}{1}$ $\frac{1}{1}$ $\frac{1}{1}$ $\frac{1}{1}$ $\frac{1}{1}$ $\frac{1}{1}$ $\frac{1}{1}$

وأن نسبة احتمال وقوع خمس قطع على وجه واحد وقطعة واحدة على الوجه الآخر = $\frac{7}{11}$ + $\frac{7}{11}$) .

ونسبة احتمال وقوع أربع قطع على وجه واحد وقطعتين على الوجه الآخير = $\frac{16}{15} + \frac{10}{16} + \frac{10}{16}$.

و نسبة احتمال و قوع ثلاث قطع على وجه والثلاث قطع الأخرى على الوجه الآخر = $\frac{\circ}{11}$ \cdot $\frac{\cdot \cdot}{11}$ \cdot

ومجموع نسب الاحتمالات كلها يساوي واحدا صحيحا كما سبق.

ومثل هذا التوزيع الذي يمثله الجدول يطلق عليه والتوزيع ذو الحدين، Binomial Distribution الذي Binomial Distribution الذي نحن بصدده الآن كلما كان العدد كبيرا.

والمنحى الاعتدالي منحى متماثل ، أي أنه لو أسقط خط عمودي من قمته الى المحور الأفقي فان نصفي المنحى ينطبقان على بعضهما تماما . ويقسم هذا الحط العمودي المساحة التي يحجزها المنحى تحته (وتمثل هذه المساحة مجموع القيم) الى نصفين متساويين . ونظرا لحاصية التماثل هذه فان المتوسط الحسابي والوسيط والمنوال لمثل هذا التوزيع يكون متحدة القيمة . والشكل الحرسي الذي يحدد التوزيع الاعتدالي يوضح أن التكرارات تكون صغيرة نسبيا عند طرفي التوزيع بينما تزداد التكرارات كلما قربت من مركز المنحى حتى تبلغ أكبر ما يمكن عند الوسط تماما .

التوزيع الاعتدالي في المقاييس النفسية والاجتماعية :

اذا رسمنا منحنيات لتوزيع صفات جسمية أو نفسية أو اجتماعية وجدنا أنها تميل كلما زاد عدد الحالات المبحوثة الى شكل التوزيع الاعتدالي . الا أن التوزيع الاعتدالي النموذجي typical لا يمكن أن نحصل عليه تماما في أي بحث من البحوث مهما اتسع نطاقه ، ولكننا نستطيع أن نتصور بحثا مثاليا لم تشبه شائبة من حيث الظروف المؤثرة عليه ، ونستطيع أن نصور كذلك أننا استطعنا اجراء البحث على جميع أفراد المجتمع الأصلي وعند ذلك نقط يمكن أن نصل الى التوزيع الاعتدالي النموذجي . ومن هذا نفهم أن التوزيع الاعتدالي ما هو الا تجريد Abstraction لما يجب أن يكون عليه التوزيع ، ونحن نفتر ضه دائما لأننا نلاحظ أن البحث كلما اتسع وزاد دقة قربنا من التوزيع الاعتدالي في حالات السمات النفسية والاجتماعية . و يمكن تلخيص أهم هذه الحالات فيما يلي :

١ _ الاحصاءات الييولوجية:

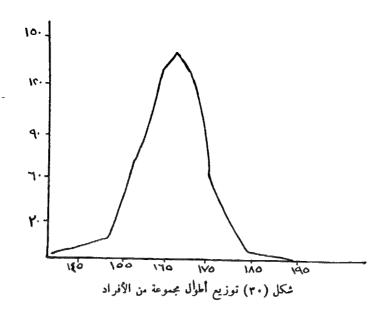
فلو حسبنا نسبة المواليد الذكور الى الاناث في بقعة محددة في عدد من السنين لوجدنا أن توزيع هذه النسبة يتبع توزيعا شبيها بالتوزيع الاعتدالي .

٢ ــ المقاييس العضوية :

فالطول والوزن مثلاً في مجموعة من أفراد متماثلين في السن والجنس والبيئة موزع توزيعا قريبا من الاعتدالي .

٣ ـ الظواهر الاجتماعية :

كنسبة الزواج والطلاق في ظروف عادية محددة أو الدخول أو الأجور أو مستوى / الانتاج الصناعي لعمال متحدي الظروف .



٤ ـــ المقايس النفسية والتعليمية :

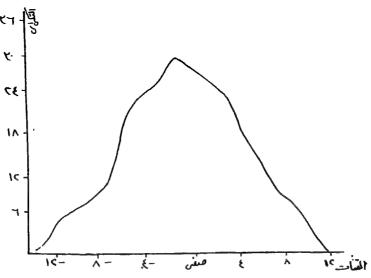
كالذكاء حسب نتائج اختبارات الذكاء المقننة . ونتائج اختبارات القدرات وسرعة الترابط وزمن الرجع ومدى الانطواء أو الانبساط ونتائج الاختبارات التحصيلية المختلفة كاختبار الحساب أو القراءة مثلا .

٥ ــ اخطاء التقرير والملاحظة :

فملاحظة الأطوال والصفات العضوية أو النفسية أو الاجتماعية المبنية على التقديرات الشخصية تحتوي على أخطاء قد تجعلها تزيد أو تنقص عن قيمها الحقيقية ، وتكون هذه الانحرافات عن القيم الحقيقية عادة موزعة توزيعا اعتداليا ، حيث يكون نصفها سالبا يجعل التقدير الشخصي أقل من القيم الواقعية ونصفها موجب يزيد التقدير الشخصي فيها عن القيم الحقيقيسة .

وبالاختصار نستطيع أن نقول أنه ما دام البحث النفسي أو الاجتماعي خاليا من العوامل التي قد ترجح احدى كفتي نسبة الاحتمال على الكفة الأخرى فان الظواهر الطبيعية سواء كانت نفسية أواجتماعية تميل دائما الى أن تتبع التوزيع الاعتدالي .

الا أنه ينبغي ألا يسوقنا هذا التعميم الى أكثر مما ينبغي ، فهناك احتياطات ينبغي أن نتخذها قبل أن نتوقع مثل هذا التوزيع ، فظروف البحث قد تجعل مثل هذا التنبؤ بنوع التوزيع بعيدا عن الصحة كما سيتضح فيما بعد .



شكل (٣١) مضلع لأخطاء تقدير شخص لطول خط طوله ١٠ سم (٢٠٠) محاولة

جداول المنحني الاعتدالي ــ الارتفاع :

ونظرا لأن المنحى الذي يحدد التوزيع الاعتدالي يتبع شكلا هندسيا محددا فان مسيره يمكن أن يعبر عنه بمعادلة كأي منحى آخر ومعادلة المنحى الاعتدالي هي :

$$\frac{v_{m}}{\sqrt{Y}} = \frac{v_{m}}{\sqrt{Y}} = v_{m}$$

على اعتبار أن ص = ارتفاع المنحنى عند القيمة التي انحرافها عن المتوسط س. ف=عدد القيم في المجموعة .

- ، ع = الانحراف المعياري للتوزيع .
 - ، ط = ۱۱۶۱۲ ،
- - ، س = انحراف القيمة عن المتوسط .

ونظرا لأن قيمة كل من ط ، ه ثابتة ومعروفة فتصبح المعادلة كما يلي :

$$\frac{v_{out}}{Y g Y} = -Y, V \setminus A \times \frac{\dot{v}}{Y g Y, 0.77} = 0$$

واذا كان الانحراف المعياري للتوزيع هو الواحد الصحيح كما هو الحال فيما اذا حولت جميع قيم المجموعة الى درجات معيارية كما سبق ، تصبح المعادلة كما يلي .

$$\frac{v_{out}}{Y} = Y, V \setminus A \times \frac{v_{out}}{Y, out} = v_{out}$$

أي أن الارتفاع عند أية نقطة في المنحى الاعتدالي يتوقف على عدد القيم في المجموعة وعلى بعد النقطة عن مركز المنحى ، وهذا بديهي فعدد القيم في المجموعة هو الذي يحدد المسافات التي يحدها المنحى ، وبعد النقطة عن المركز بحدد مدى ابتعاد الارتفاع عن أكبر ارتفاع في المنحى وهو المعبر عن تكرار المنوال في التوزيع .

ولن يحتاج الباحث الى حساب هذه الارتفاعات في النقط المختلفة ان أراد أن يحصل على توزيع اعتدالي نموذجي ، فان هذه الأرتفاعات قد حسبت ورتبت في جدول احصائي خاص هو جدول (٤٩) . وما على الباحث الاحساب انحراف القيمة عن المتوسط وبالرجوع الى هذا الجدول يستطيع معرفة تكرار هذه القيمة على اعتبار أن التوزيع اعتدالي نموذجي .

وبهذه الوسيلة يمكن تحويل أي توزيع الى أقرب توزيع اعتدالي . الا أنه يجب ألا يكون التوزيع الأصلي بعيدا بعدا له دلالة احصائية عن هذا التوزيع الاعتدالي النموذجي . فاذا أجرى الباحث اختبارا نفسيا على مجموعة من الأشخاص ، ثم صنف درجات هذا الاختبار في جدول تكراري فان من الطبيعي أن يجد أن هذا التوزيع ينحرف قليلا أو كثيرا عن التوزيع الاعتدالي . الا أنه اذا كان الانحراف قليلا ليس له دلالة احصائية فانه يحتاج في كثير من الأحيان الى تعديل التوزيع حتى ينطبق على التوزيع الاعتدالي النموذجي أي على اعتبار أن سبب انحراف التوزيع الأصلي عن التوزيع النموذجي راجع الى أن البحث قد أجري على عينة محددة ولم يجر على المجتمع الأصلي مثلا . وهو يفترض في هذه المحالة أن السمة التي يقيسها موزعة توزيعا اعتداليا في المجتمع الأصلي . الا أننا ينبغي أن الحالة أن السمة التي يقيسها موزعة توزيعا اعتداليا في المجتمع الأصلي . الا أننا ينبغي أن أنحذر من الوقوع في افتراض خاطىء في بعض الأحيان ، فقد يتسبب انحراف التوزيع عن أسباب حقيقية جوهرية في التجربة أهمها :

(١) أن البحث يجري على عينة محددة بأوصاف لا تنطبق على أوصاف المجتمع الأصلي فاذا أجرينا اختبارا للذكاء على مجموعة أغلبها من ضعاف العقول فلا بد أن ينحرف التوزيع عن الاعتدالي . كما نتوقع ذلك أيضا اذا طبق نفس الاختبار على مجموعة

أغلبها من أفراد ممتازي الذكاء . ولا يمكننا في مثل هذه الحالات أن نعدل التوريع على أساس افتراض أن الذكاء موزع توزيعا اعتداليا في المجتمع الأصلي .

(٢) أن المقياس يكون متحيزا Biased لناحية خاصة كأن يكوں الاختبار الذي يجري على مجموعة من الأفراد أعلى من مستواهم أو أقل منه بدرجة كافية لأن يجعل التوزيع ملتويا التواء موجبا أو سالبا . أو أن الأسئلة التي تشتمل عليها الاختبار لم تكن من النوع المميز بين الضعيف والقوي مثلا .

(٣) أن السمة التي يهدف الباحث الى قياسها لا تكون موزعة توزيعا اعتداليا في المجتمع الأصلي ، فاذا طبقنا مقياسا للانجاهات العقلية يتعلق بالاتجاه نحو اليهود في الوقت الحاضر على جماعة من العرب فان درجات هذا المقياس لا يمكن أن تكون موزعة توزيعا اعتداليا ، حيث تميل أغلب الاتجاهات الى الناحية المعادية لليهود . فمن الطبيعي اذن أن نحصل على توزيع غير اعتدالي . وأن أية محاولة لتعديل هذا التوزيع تكون محاولة صناعية تبعد التوزيع عن صورته الحقيقية .

لهذا كان علينا أن ندرك أن الموقف في أي اختبار يتوقف على ثلاثة عوامل: السمة التي نقيسها — والأداة التي تستخدمها في القياس — والعينة التي نقيس السمة فيها . وكل من هذه العوامل الثلاثة تحتاج الى فحص قبل أن يقرر الباحث تعديل التوزيع الذي حصل عليه ليطابق التوزيع الاعتدالي النموذجي . فالعامل الأول يستفيد الباحث في فحصه بخبر انه السابقة بالبحوث الأخرى في نفس الميدان ، والتي على أساسها يستطيع أن يفتر ض أن السمة موزعة في المجتمع الأصلي توزيعا اعتداليا ، وأما العامل الثاني فيحتاج في فحصه الى خبرة بالقياس النفسي والشروط الاحصائية لصلاحية المقياس الذي يستخدمه . وأمسا العامل الثالث الحاص بالعينة فله شروط خاصة لضمان عدم انحياز الباحث الى صفات العامل الثالث الحاص بالعينة فله شروط خاصة لضمان عدم انحياز الباحث الى صفات خاصة في اختيارها وشروط صلاحية المقياس ستبحث بالتفصيل فيما بعد .

الا أن الاحصاء يعاون الباحث خطوة أخرى ، فهو يدله بعد أن يعدل التوزيع الذي حصل عليه عما اذا كان محقا في هذا التعديل أم أن التوزيع الأصلي مختلف اختلافا كبير ا عن التوزيع المعدل مما قد يظن معه أن هناك خطأ ما في أحد العوامل الثلاثة السابقة .

تحويل التوزيع الى أقرب توزيع اعتدالي :

عرفنا أن الباحث يهدف في كثير من الأحيان الى اجراء عملية (تصحيح) للتوزيع

الذي يحصل عليه في محثه ، فيعمل الى تحويله الى أقرب توزيع اعتدالي نموذجي ، وفي هذه الحا ة يستفيد من الحدول الذي يوضع ارتفاع المنحى الاعتدالي عند النقطة المختلفة من التوزيع . ومن الواجب ألا يختلف التوريع الجديد عن التوزيع الأصلي في كل من المتوسط الحسابي والانحراف المعياري .

ونظرا لأن الحدول يعطي الارتفاعات عند النقط المعبرة عن انحراف القيم عسن المتوسط الحسابي فان الارتفاعات فيه محسوبة في توزيع انحرافه المعياري هو الوحدة . لللك كان من اللازم تحويل القيم الى درجات معيارية حتى تناسب الجداول المعدة للمنحى الاعتدالي

ولتوضيح طريقة التحويل نتبع الحطوات التي أجريت في الجمدول الآتي وهو يبين توزيع درجات ٢٦٠ شخصا في اختبار للذكاء :

١٠	1	٨	٧	٦	٥	٤	٣	*	1
Ī	ص	ځ	ح (س-م)	A <u>-</u> 기	ټ2	حَ	الفثات	التكرار ك	الفثات
1,17	٠,٠٤	Y,Y 1	۰۲_				س		
٨٫٨٠	٠,٠٨	1,11-	£Y-	707	78 -	٤ _	40	17	_*.
17,71	٠,١٦	1,47-	44 _	144	I	٣ _	į o	44	-£•
۲۸,۸۲	٠,٢٦	۰,۹۳_	YY —	۱۰۸	- ۲۵	۲ –	٥٥	**	_e•
۳۸,۷۲	۰٫۳۵	٠,٥١	14-	40	To	١ –	70	٣٥	-7•
28,78	٠,٤٠	٠,٠٩	۲	_	صفر	صفر	٧٥	٤٥	_V•
٤٢,٠٣	٠,٧٨	٠,٣٤	٨	٤٢	٤٢	١	٨٥	27	-۸۰
14,14	٠,٣٠	۰,۷۷	18	117	70	۲	40	44	-4.
77,17	٠,٢٠	1,19	44	171	۷۵	٣	1.0	19	-1
17,17	٠,١١	1,77	٣٨	448	70	٤	110	١٤	-11•
0,04	٠,٠٥	٣,٠٤	٤٨	4	٦.	٥	140	۱۲	-17.
7,71	٠,٠٢	٧,٤٧	۸۵				:	<u> </u>	
Y04,44				1227	171			77.	
					Y14_				
					۲۵				

جدول (٤٨) تحويل التوزيع إلى اعتدالي نموذجي

المتوسط الحسابي ۷۰ + $\frac{70}{77}$ × ۲۰ = ۷۷ و المتوسط الحسابي ۱۰ + $\frac{70}{77}$ $\frac{70}{77}$ $\frac{70}{77}$ $\frac{70}{77}$ $\frac{70}{77}$

			Λ	
الار تفاع	المساحة	المساحة	المساحة من	الدرجة
(ص)	الصغرى	الكبرى	المتوسط	المعيارية
۰,۳۹۸۹	•,6•••	*,0 * * *	.,	٠,٠٠
٠,٣٩٨٤	٠,٤٨٠١	٠,٥١٩٩	0199	٠,٠٥
٠,٣٩٧٠	۲۰۶۶٬۰۲	۰,۰۳۹۸	1,1891	٠,١٠
03 87, 1	٠,٤٤٠٤	٠,٥٥٩٦	٠,٠٥٩٦	۰,۱۵
٠,٣٩١٠	۰٫٤۲۰۷	۰,۵۷۹۳	.,.٧٩٣	۰,۲۰
۲٫۳۸٦۷ ، ۰	۰٫٤٠١٣	۰,۵۹۸۷	1,1944	٠,٢٥
١٨٣٠، •	۱۲۸۳۰۰	٠,٦١٧٩	1.114	٠,٣٠ .
*,440	•,٣٦٣٢	۰,٦٣٦٨	٠,١٣٦٨	ه۳٫۰
٠,٣٦٨٣	• ,4887	1,7708	3001.	٠,٤٠
٠,٣٦٠٥	٠,٣٢٦٤ ،	٠,٦٧٣٦	•,1747	ه ځړ٠
.,4041	۰٫۳۰۸۰	•1910	•,1910	٠,٥٠
.,4274	٠,١٩١٢,٠	۰٫۷۰۸۸	٠,٢٠٨٨	•,••
*,٣٣٢٢	٠,٢٧٤٣	•,٧٢٥٧	٠,٢٢٥٧	٠,٩٠
٠,٣٢٣٠	۸۷۵۲,۰	٠,٧٤٢٢.	٠,٢٤٢٢	ه٦,٠
٣٢٢٣.٠	.787.	۰,۷۵۸۰	٠,٢٥٨٠	۰,٧٠
٠,٣٠١١	۲۲۲۲,۰	۰٫۷۷۳٤	٠,٢٧٣٤	ه٧٫٠
٠,٢٨٩٧	٠,٢١١٩	۱۸۸۷,۰	٠,١٨٨١	٠٨٠
٠,۲٧٨٠	1,1477	۰٫۸۰۲۳	۰,۳۰۲۳	٠,٨٥
1777,	٠,١٨٤١	٠,٨١٥٩	٠,٣١٥٩	٠,٩٠
1307,	۱۱۷۱۱،۰	۰,۸۲۸۹	٠,٣٢٨٩	٠,٩٥
٠,٢٤٢٠	٠,١٥٨٧	٠,٨٤٧٣	۳٤١٣،٠	1,21
•,4444	.,1879	۱۳۵۸، ۰	۱۳۵۳۱،	1,00
٠,٢١٧٩.	•,1804.	۰,۸٦٥٣	۳۶۶۳,۰	1,1.
٠,٢٠٥٩	1071,	•,٨٨٤٩	٠,٣٧٤٩	1,10

., ٢٠٥٩	1 .,1401	•,٨٨٤٩	1377.	1,10
1.378.4	٠,١١٥١	+.AV£4	P3A7.	1.7.
٠,١٨٢٦	۲۵۰۱,۱۰	.,148	3387.	1.70
1,1718	۸۶۴,۰	٠,٩٠٣٣	٠,٤٠٣٢	1,4.
1,17.8	۰,۰۸۸ه	•,4110	۹٫٤۱۱۵	1,40
1,1294	٠,٠٨٠٨	1.4144	.,£197	1,8.
.,1448	٠,٠٧٢٥	٠,٩٢٦٥	٠,٤٢٦٥	1,20
.,1790	٠,٠٦٦٨	٠,٩٣٣٢.	٠,٤٣٣٢	١,٥٠
.,17	٠,٠٩٠٩	.,4448	.,2792	1,00
.,11.9	٠,٠٥٤٨	1037.	., \$ \$ 0 Y	1,70
٠,١٠٢٣	1,1140	.40.0	.,20.0	1,70
.,.98.	1,1227	1,4008	•,2002	1.74
٠,٠٨٦٣	٠,٠٤٠١	.4044	٠,٤٥٩٩	1.70
•,•٧٩•	1,.404	.,478.	1373,	١٫٨٠
•,•٧٢١	٠,٠٣٢٢	٠,٩٦٧٨	۸٧٢٤.٠	1,40
1,1707	•,• •	۰,۹۷۱۳	٠,٤٧١٣	1.4.
1,.047	1,.407	4788	•,1711	1,40
.,	٠,٠٢٢٨	1,4777	• 1277	7
.,	٠,٠٢٠٢	1.4744	•, \$ ٧٩٨	٧,٠٠
.,. \$ \$.	۰,۰۱۷۹	1748,	1443.	٧,١٠
•,•490	٠,٠١٥٨	.,412	•,282	7,10
•,•٣00	٠,٠١٢٩	1744,1	٠,٤٨٦١	٧,٢٠
٠,٠٣١٧	٠,٠١٢٢	٠,٩٨٧٨	•,٤٨٧٨	7,70
•,• •	٠,٠١٠٧	1,989	•,8894	۲,۳۰
•,•404	1,1148	٠,٩٩٠٦	٠,٤٩٠٦	۲,۳۵
.,. 448	٠,٠٠٨٢	٠,٩٩١٨	•,٤٩١٨	٧,٤٠
•,•14٨	•.••٧١	٠,٩٩٢٩	*,2979	Y,£0
٠,٠١٧٥	٠,٠٠٦٢	۰,۹۹۳۸	٠,٤٩٣٨	۲,٥٠
301	•.••08	• 4427	1,2927	Y,00
•				

.,.147	٠,٠٠٤٧	٠,٩٩٥٣	., 1904	۲,٦٠
.,.114	٠,٠٠٤٠	1,4441	1,2971	4,70
٠,٠١٠٤	٠,٠٠٣٥	٠,٩٩٦٥	٠,٤٩٦٥	۲,۷۰
•,••٧٩	٠,٠٠٢٦	•,44٧٤	٠,٤٩٧٤	4,40
٠,٠٠٦٠	٠,٠٠١٩	٠,٩٩٨١	٠,٤٩٨١	۲,۹۰
٠,٠٠٤٤	٠,٠٠١٣٥	۰,۹۹۸٦٥	• , ٤٩٨٦٥	۳,۰۰
•,••٣٣	٠,٠٠٠٩٧	۰,۹۹۹۰۳	٠,٤٩٩٠٣	۳,۱۰
٠,٠٠٧٤	٠,٠٠٠٦٩	٠,٩٩٩٣١,	٠,٤٩٩٣١	۳,۲۰
٠,٠٠١٢	•,•••٣٤	٠,٩٩٩٦٦	* •,٤٩٩٦٦	۳,٤٠
٠,٠٠٠	٠,٠٠٠١٦	۱,۹۹۹۸٤	٠,٤٩٩٨٤	۳,٦٠
٠,٠٠٠٣	۰,۰۰۰۷	٠,٩٩٩٩٣	٠,٤٩٩٩٣	۳,۸۰
٠,٠٠٠	٠,٠٠٠٣١٧	٠,٩٩٩٩٦٨٣	٠,٤٩٩٩٦٨٣	٤,٠٠
٠,٠٠٠١٥	٠,٠٠٠٠٣٤	•,4444477	•,£444477	٤,٥٠
.,	٠,٠٠٠٠٣	۰,۹۹۹۹۹۹۷	·,£44444V	۵,۰۰
٠,٠٠٠٠٦	٠,٠٠٠٠١	111111111	٠,٤٩٩٩٩٩٩	٦,٠٠

جدول (٤٩) الارتفاعات وأجزاء المساحة في المنحني الاعتدالي

وتنحصر خطوات العمل بعد معرفة المتوسط والانحراف المعياري في تحويل القيم الى درجات معيارية ، ثم تحديد أطوالالارتفاعات لمختلفة للمنحى الاعتدالي النموذجي عند النقط المعبرة عن الدرجات المعيارية . وذلك بالكشف عن هذه الارتفاعات في الجدول المعد لهذا الغرض (جدول ٤٩) وتكون الخطوة التالية بعد ذلك تصحيح هذه الارتفاعات بما يناسب عدد القيم (ن) والانحراف المعياري للمجموعة (ع) ومدى الفئة (ف) وتتلخص الحطوات فيما يأتي : —

- ١ احسب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للمجموعة (م،ع).
- ٢ حول مراكز الفئات الى قيم معيارية أي أوجد لكل منها (ص 1) على
 اعتبار أن س هي مركز الفئة وم هي المتوسط الحسابي و ع هي الانحراف المعيساري المجموعـــة .

٣ ــ ونظرا لأن الحدول التكراري الذي تحصل عليه من الأبحاث العلمية يكون ناقصا من طرفه أي أن هناك احتمالا كبيرا في عدم اشتمال العينة المختارة على أقل القيم وأعلاها في المجتمع الأصلي فان من المتبع عادة أن نضيف الى الجدول فئتين احداهما قبل أقل الفئات قيمة والأخرى بعد أعلاها قيمة .

٤ ــ باستخدام (جدول ٥٥) أوجد الارتفاعات (في العمود ص) المقابلة للقيم الدالة على الدرجات المعيارية .

ويلاحظ أن هذا الجدول لا يشتمل على جميع القيم المعيارية ، بل تتابع هذه القيم فيه كل ٥٠،٠ في أغلب الحالات ، ومن الطبيعي أن الجدول الكامل يمكن اعداده بحيث يشتمل على جميع القيسم في أغلب الإحيان الا أنه بعملية حسابية بسيطة يمكن استخدام هذا الجدول المختصر لتحديد أي ارتفاع عند أية قيمة معيارية ولنضرب للملك المثالين الآتيين :

الارتفاع المقابل للقيمة المعيارية ٠,٩٠ = ٢٦٦١. والارتفاع المقابل للقيمة المعيارية ٠,٩٠ = ٢٥٤١.

فاذا أردنا معرفة الارتفاع المقابل للقيمة المعيارية ٩٣.٠ مثلا فاننا نوجد الفرق في الارتفاع المقابل لفرق ٠,٠٠ في القيمة المعيارية عند هذه النقطة من المنحى وهو هنا = ٠,٠١٢٠.

ونظرا لأن الفرق المطلوب هو ۰,۰۳ فقط في الدرجة المعيارية (زيادة ,47 عن ,47 عن الارتفاع الارتفاع المطلوب = ,47 فان فرق الارتفاع المقابل له ,47 ,47 ,47 المطلوب = ,777 ,4

و بنفس الطريقة نستطيع ايجاد (ص) المقابل لقيمة معيارية ٢,٦٨ :

الارتفاع المقابل للقيمة المعيارية ٢,٦٥ = ٢٠١١٩

والارتفاع المقابل للقيمة المعيارية ٢,٧٠ = ٠,٠١٥ فيكون الفــرق

$$\frac{r}{\bullet} \times \cdot, \dots \wedge + \cdot, \dots \wedge = 0$$

$$\vdots$$

(ه) للحصول على التكرار المتوقع حسب التوزيع الاعتدالي النموذجي الذي يناسب عدد القيم الأصلية والانحراف المعياري يضرب كل ارتفاع وجد من الجدول في عامل مقداره.

وهذا المقدار يساوي في الجدول التكراري $\frac{77. \times 10}{77.00}$ = 110,718

ولنتتبع الآن في نفس الجدول التكرار النظري (آ) لاحدى الفئات وهي الفئة (٠٤٠). خطوات الحصول على آك للفئة (٠١٠ —) تنحصر فيما يأتي :

- (١) مركز الفئة (العامود الثالث) ٤٥
- (٢) انحراف هذا المركز عن المتوسط الحسابي (س م عامود ٧) ١٢
- (٣) القيمة المعيارية لهذا المركز وهي خارج قسمة -- ١٢ على الانحراف المعياري وه.
 ٢٣,٥ تساوى -- ١٥,٠
- (٤) الارتفاع عند القيمة المعيارية ٥٠,٠ (ويلاحظ أن الاشارة هنا ليست ذات أهمية ، فنظرا لتماثل المنحني فان الارتفاع عند ٥,٠١ هو نفسه عند ٥،١٠ معيارية) يمكن الحصول عليه من جدول (٤٩) كما يأتي :

(٥) التكرار البطري آك عامود ١٠) يمكن الحصور عليه بضرب ٠٠٣٥ × عامل قدره

 $\frac{e}{3}$ = ۱۱۰ مدا الحدول فينتج ۳۸.۷۲

واذا قاربا التكرار الأصلي للفئات في هذا الجدول بالتكرار المعدل النموذجي وجدنا تقاربا كبيرا بينهما ، وذلك لأن التوزيع الأصلي قريب من التوزيع الاعتدالي ونلاحظ في التكرارات النظرية الحديدة أن المتوسط الحسابي والانحراف المعياري ومجموع التكرارات لم تتغير نتيجة لهذا التعديل وبمثل هذه الطريقة يتسنى للباحث أن يقرر ما اذا كانت سمة من سمات الشخصية مثلا موزعة توريعا قريبا من الاعتدالي أو أن الانحراف عن هذا التوزيع النموذجي كبير بدرجة لا يمكن ارجاعها الى مجرد أخطاء العينة أو عامسل الصدفة ، والاحصاء لا يقف في هذه المقارنة عند مجرد التأمل السطحي لكل مسن التوريعين ، ولكنها تستخدم في ذلك مقياسا (۱) احصائيا خاصا سيأتي الكلام عنه عند الكلام في مقاييس الدلالة .

وقد يفيد في هذه المقارنة رسم المنحى الاعتدالي ومقارنة مواضع النقط المعبرة عن التكرار بسير المنحى الاعتدالي المعدل واذا كان هدف الباحث محددا برسم المنحى الذي يقترب بأكبر قدر ممكن من التوريع الاعتدالي فيمكن تبسيط الطريقة السابقة وذلك بتحديد الارتفاعات من جدول (٤٩) المقابلة لدرجات معيارية منتظمة دون الحاجة الى البحث عن الارتفاعات المقابلة لمراكز الفئات ، ثم التكرارات المناسبة لكل من هذه الارتفاعات . وتكون الحطوة التالية تحويل الدرجات المعيارية التي بدأت بها الطريقة الى القيم الأصلية المقابلة لها . أي أن هذه الطريقة تسير عكس الطريقة السابقة ، فبينما تبدأ الطريقة السابقة بمراكز الفئات وتم بتحويل هذه المراكز الى الدرجات المعيارية المقابلة لها ثم بالبحث عن ارتفاعات المنحى عند هذه النقطة ثم حساب التكرارات المناسبة ، تبدأ هذه الطريقة بقيم معيارية يمكن ايجادها بسهولة من جدول الارتفاعات ، دون الحاجة الى عمليات حسابية وتنتهي بمعرفة القيم الأصلية المقابلة لهذه الدرجات المعيارية ، واليك تطبيق هذه الخطوات في جدول (٥٠) :

⁽١) يطلق على المقياس المستخدم في هذه الحالة اختبار كالا Chi Square Test فهو يدل على نسبة اختمال أن ال-وريم المختبر قد أتى من أصل مورع توزيعاً اعتدالياً عمودجياً .

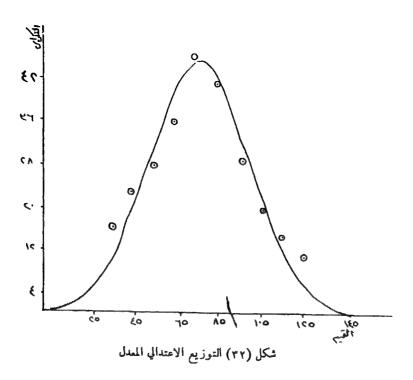
القيمة الأصلية	۲	٤١	ص	الدرجة المعيارية
٦,٥٠	۷٠,٥٠_	٠,٤٩	1.11	٣ –
18,70 *•	6A,V6 {\frac{1}{2}}, \cdot \cdot	•.4£ •,4Y	•,•\Va •,•a£•	Y,0 — Y —
٤١,٧٥ ٥٣,٥٠	70,70 <u> </u>	11,44 77,44	•,17 9 0	1,00
70,70	11,40 —	۳۸,۹٦	۰٫۳٥۲۱	٠,• _
∀ ∀ ∧∧,∀ ∘	صفر ۱۱٫۷ ۰	۶٤,۱۳ ۳۸, ۹ ٦	۳۹۸۹.۰ ۲۹۵۲۱.	صفر ه,٠
117,70	77,0 ·	77,77 18,88	·,\\\	١,٥
172,	£٧,٠٠ ٨٥,٧٥	0,4V 1,4£	· . • 0 ½ •	Y Y,0
110,00	٧٠,٥٠	•,٤٩	1,112	٣

جدول (٥٠) العمليات اللازمة لرسم أقرب منحى اعتدالي

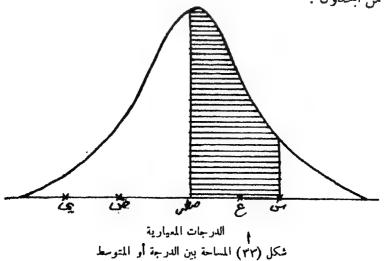
وبناء على هذا الجدول يصبح المنحنى الاعتدالي المطلوب كما هو مبين في شكل (٣٢) ومنه نرى أن التوزيع الاصلي لا يبعد كثيرا عن التوزيع المعدل .

جدول المنحني الاعتدالي ــ المساحات :

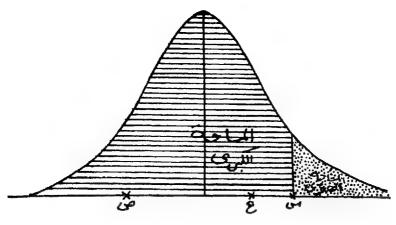
لدراسة خواص التوزيع الاعتدالي دراسة أكثر شمولا يمكن حساب النسب المئوية من التكرار الكلي التي تقع بين قيمتين من قيم التوزيع ، أو التي قد تكون أقل أو أكبر من قيمة محددة ، وهذه البيانات يتطلبها البحث في كثير من الأحيان فيتحول التوزيع الذي نتج عن البحث التجريبي الى التوزيع الاعتدالي يستطيع الباحث أن يحسب هذه النسب المتوية لو لم يتعرض بحثه لأخطاء العينة أو الصدف ، وجدول (٤٩) يعطي نسب المساحة بين نقط محددة والنقطة المعبرة عن المتوسط الحسابي للتوريع (عامود ٢) ، كما يعطي أيضا المساحة الكبرى تحت المنحني الاعتدالي (عامود ٣) ، والمساحة الصغرى (عامود ٤) عند نقطة



معينة . ويلاحظ كما سبق بيانه أن النقطة المحددة ينبغي أن تكون معبرة عن درجة معيارية لا عن قيمة من القيم الأصلية ، أي أن القيمة ينبغي أن تحول أولا الى درجة معيارية قبل استخدام جدول (٤٩) سواء كان ذلك لمعرفة الارتفاع أو المساحات المختلفة . وشكل (٣٢) يوضح ما يدل عليه العامود الثاني من جدول (٤٩) أي المساحة بين الدرجة المعيارية والمتوسط الحسابي . وشكل (٣٣) يوضح ما يدل عليه كل من العامود الثالث والرابع من الجدول .



140



ب شكل (٣٣) المساحة الكبرى والصغرى في المنحنى

ومن الجدول يمكن للباحث أن يحدد النسبة المثوية للحالات التي تقع بين درجتين معيارتين ، فالمساحة المحصورة بين س ، ص يمكن معرفتها من شكل (٣٢) فهي تعادل حاصل جمع المساحتين : المساحة بين س والمتوسط والمساحة بين ص والمتوسط لأن احدى النقطتين أقل من المتوسط (سالبة الاشارة) والأخرى بعدة (موجبة الاشارة) أما اذا كانت النقطتان على جهة واحدة من المتوسط (كلاهما موجب الاشارة أو كلاهما سالب الاشارة) كالمساحة المحصورة بين س ، ع أو ص . م مثلا فان المساحة بينهما تعادل الفرق بين المساحتين (بين كل درجة والمتوسط) ، واذا بحثنا في شكل (٣٣) فان المساحة بين درجتين على جهتين مختلفتين من المتوسط كالقيمتين س ، ص (احداهما موجبة والثانية سالبة تكون الفرق بين المساحة الكبرى للقيمة المعيارية الموجبة والمساحة الصغرى للقيمة المعارية الموجبة والمساحة بين س ، ع فان المساحة بينهما تعادل الفرق بين المساحتين الكبريين . وفي حالة الدرجتين السالبتين مثل المساحة بينهما تعادل الفرق بين المساحتين الصغريين عند القيمتين السالبتين مثل المساحة بينهما تعادل الفرق بين المساحتين المساحتين الصغريين عند القيمتين .

ولبيان كيفية استخدام جدول (٤٩) لمعرفة المساحة بين درجتين معياريتين نضرب لذلك الأمثلة الآتية :

(۱) المساحة المحصورة بين ــ ه.٠ درجة معيارية و + ٠,٧ درجة معيارية يمكن الجادها من الجدول بطريقتين :

من عامود (۲) تکون المساحة المطلوبة = ۱۹۱۰ + ۲۵۸۰ = ۲۵۸۰ مــن عامودي (۲٫۳) = ۲۰۸۰ - ۲۰۸۰ = ۲۰۸۰ مــن (ب) المساحة المحصورة بين + ١,٥ درجة معيارية و + ٥,٠ درجة معيارية من عامود (٢) تكون المساحة = ٢٣٣٧. - ١,٤٣٣٠ - ٢٤١٧.

ومن عامود (٣) تكون المساحة = ٩٣٣٢. - ٩٩١٥. = ٢٤١٧. .

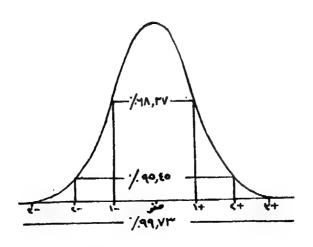
(ج) المساحة المحصورة بين ــ ٢,٠٠٠ درجة معيارية ، ــ ١,٠٠٠ درجة معيارية . من عامود (٢) ، تكون المساحة = ٤٧٧٢, ــ ٣٤١٣, = ١,١٣٥٩.

ومن عامود (٤) تكون المساحة = ١٥٨٧ م ٢٢٨ م ١٩٣٥ ،

ومن ذلك نستطيع أن نعرف بعض خواص أخرى للمنحى الاعتدالي ، فالمساحة المحصورة بين المتسوسط انحراف معياري واحد . والمتوسط انحراف معياري واحد . والمتوسط انحراف معياري واحد . رائد المحصورة بين هاتين القيمتين تعادل ٢٨٠٢٧٪ من مجموع القيم .

والمساحة المحصورة بين المتوسط + ضعف الانحراف المعياري والمتوسط ــ ضعف الانحراف المعياري = ٩٥,٤٥٪ من المساحة الكلية .

والمساحة المحصورة بين المتوسط + ثلاثة أمثال الانحراف المعياري والمتوسط ــ ثلاثة مثال الانحراف المعياري = ٩٩,٧٣٪ من المساحة الكلية .



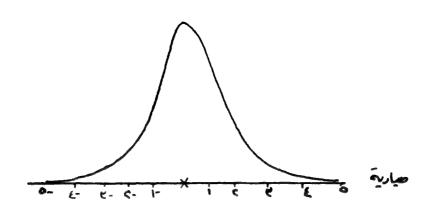
شكل (٣٤) النسبة المثوية المحسورة بين القيم الميارية الصحيحة .

العلاقة بين المثين والدرجة المعيارية في التوزيع الاعتدالي :

ذكرنا سابقا أنه ليست هناك علاقة مباشرة بين المثين والدرجة المعيارية في أي توزيع ، ولكن في التوزيع الاعتدالي نظرا لأن التكرارات محددة بقانون رياضي يربط بينهما وبين الدرجات المعيارية ، فان العلاقة بين المثين والدرجة المعيارية تكون محددة في مثل هذا التوزيع ، وبمساعدة جداول التوزيع الاعتدالي يمكن معرفة الرتبة المثينية لأي درجة معيارية ، أو على العكس من ذلك يمكن معرفة الدرجة المعيارية المقابلة لأي رتبة مثينية ، فالرتبة المثينية المدرجة معيارية قيمتها (+ ١) يمكن معرفتها من عامود المساحة الكبرى في جدول (٤٩) هي = ٣٤,٢٥٨ وهكذا في كل درجة معيارية موجبة الاشارة فان الرتبة المثينية لها يمكن معرفتها من المساحة الكبرى التوزيع ، وفي حالة الدرجات المعيارية المشائية المالية الاشارة فان الرتبة المثينية الماليدرجة المعيارية (- ١) = ٧٨،٥١ وعلى العكس من المساحة المعيارية المقابلة المئين المقابلة المئين ١٠٤٠ مثلا هي + ٧٠٠، والمقابلة المئين ١٨٤٠ هي — دلا، والمقابلة المئين ٢٤،٢٠ هي العكس من المساحة المعيارية المقابلة المئين ٢٠،٢٠ والمقابلة المئين ٢٤،٢٠ هي العكس من المساحة المعيارية المقابلة المئين ٢٠،٢٠ هي المرب والمقابلة المئين ٢٠،٢٠ هي المرب والمقابلة المئين ٢٠،٢٠ هي المرب والمقابلة المئين ٢٠،٠٠ والمقابلة المؤبلة المؤبلة

مقياس 🚡 :

ذكرنا عند الكلام عن عيوب الدرجة المعيارية أنها تعطي مقياسا نصف قيمة سالبة الاشارة وأن المرحلة في هذا القياس كبيرة نسبيا . فهي تعادل انحرافا معياريا . ومقياس T اللي اقترحه McCall يتفادى هذين العيبين علاوة على ما له من مميزات أخرى فهو يتخذ وحداته معادلة به الانحراف المعياري التوزيع ففي التوزيعات العادية التي يصادفها الباحث كثيرا يبلغ مدى الانتشار حوالي ٥ أو ٦ انحرافات معيارية ، ولكن في هذا المقياس يكون المدى حوالي ٥ أو ١٠ وحدة ، وأكثر من ذلك فان اتساع توزيع مقياس T يمتد أكثر مما يمتد اليه أي مقياس متوقع حيث يبلغ مدى التوزيع في هذا المقياس ١٠ انحرافات معيارية أو ١٠٠ وحدة من مقياس T وقد دلت التجارب العملية أن مثل هذا الاتساع في التوزيع قل أن تخرج عنه أية قيمة . ويبدأ مقياس T لا بقيم سالبه الاشارة كما هو الحال في المقياس المعماري بل يبدأ بنقطة الصفر ويمتد حتى ١٠٠ جاعلا المتوسط عند ٥٠ كما يتضح ذلك من شكل (٣٥) .



تاثیة ۲۰ ۲۰ ۲۰ ۵۰ ۹۰ ۲۰ ۲۰ ۲۰ مىفو داد. ۲۰ ۲۰ مىفو شکل (۳۵) المتیاس التائی

وقد أعد جدول يساعد الباحث على تحويل القيم العادية في أي جلول تكراري الى درجة تائية بعد معرفة ما يبلغه عدد القيم التي أقل من القيمة المطلوبة بالنسبة الممجموع الكلي للقيم . ولذلك فان تحويل أية قيمة الى قيمة تائية يتطلب حساب التكرار المتجمع والتكرار التجمعي المثوي . هذا ويمكن توضيح الخطوات اللازمة لهذا الحساب بما هو مبين في الجدول الآتي وهو يبين توزيع درجات ٢٠٠ طالب في اختبار القبسول :

وتنحصر الخطوات التي اتبعت في تحويل القيم الى درجة تاثية فيما يأتي :

- ١ تحسب الحدود العليا للفئات (عامود ٣) .
- ٢ حول التكرارات في الجدول الى تكرارات تجمعية (عامود ٤) .
- ٣ حول التكر ارات التجمعية الى تكر ارات تجمعية نسبية (عامود ٥) أي محسوبة بنسبة مجموع القيم .

(٦) الدرجة التائية	(٥) التكرار التجمعي النسبي	(\$) التكرار المتجمع الصاعد	(۳) الحدود العليا للفئات	(۲) التكرار	(۱) الدرجات
77,V 77,V 77,Y 70,Y 74,£ ££,4 ££,4 £•,4 07,7 07,7 07,1	*,* \ * *,* \	Y Y 18 Y 71 47 17A 10A 1V7 141	7 1 17 10 10 10 10 10 71 72 77 77	Y 1 10 77 70 77 70 11	صفر ۳ - ۳ - ۱۲ - ۱۸ - ۲۲ - ۲۲ - ۲۲ - ۲۳
_	1,	γ	44		- 47 المجموع

جدول (١ ه) تحويل القيم إلى درجات تائية

الخطوة الأخيرة تحتاج الى الجدول الذي يساعد في تحويل التكرارات التجمعية النسبية الى قيم تائية . واليك فيما يلي هذا الجدول المساعد :

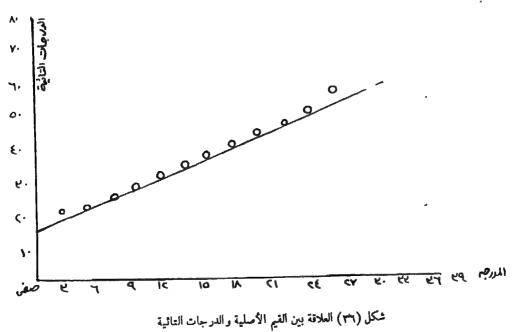
	,		 	,	
الدرجة	الحرء قبل	الدر حة	الجزء قبل	الدر جة	الجزء قبل
التائية	القيمة	التائية	القيمة	التائية	القيمة
70,0	,41.	٤٠.١	٠٢١,	۱۷٫۱	,•••
77,8	,40.	٤٠,٨	,۱۸۰	14,1	,•••٧
۹۷,۵	,47.	٤١,٦	,۲۰۰	14,1	,••١•
٦٨,١	,470	٤٢,٣	,۲۲۰	۲۰,۳	,••١٥
٦٨,٨	,4٧٠	٤٣,٣	۰۵۰,	۲۱,۲	, , , , Y ,
74,7	,440	٤٤,٨	,٣٠٠	Y1,4	,•• ۲۵
۷۰,۵	۹۸۰,	٤٦,١	,400	44,0	,
۷۱٫۷	,400	٤٧,٥	,	۲۳,۰	, • • £ •
۷۳,۳	۹۰۰,	٤٨,٧	, ٤ 0 +	72,7	,••••
V£,7	,998	۰۰,۰	,•••	40,2	,••٧•
۸,۵۷	,440	٥١,٣	,00+	۲ ٦,٧	٫۰۱۰
۷٦,٥	,447.	٥٢,٥	,4 • •	۲۸,۳	,•10
۷٧,٠	,4440	٥٣,٩	,700	Y4,0	,• • •
٧٨,١	,44٧0	٥٥,٢	,٧٠٠	٣٠,٤	,• ۲۵
٧٨,٧	,444.	٧,٢٥	۰,۷۱۰	۳۱,۲	,•٣•
٧٩,٧	,44/0	۵۷,۷	۰۸۷٫	41,4	,•٣0
۸۰,۹	,999•	۵۸,٤	,,,,,,	۵,۳۲	,• & •
۸۱٫۹	,444٣	09,7	۸۲۰,	۳۳,٦	, • • •
۸۲٫۹	,9990	09,9	,۸٤٠	۵, ۳٤	,•4•
		٦٠,٨	,ለኒ •	۳۵,۲	,•٧•
		71,7	,۸۸۰	40,4	٠٨٠
		۸۲٫۸	,4 • •	77,7	,•••
		٦٣,٤	۹۱۰,	۳۷,۲	,1
		78,1	,47•	۳۸,۳	,17•
		ካ ኒ,ለ	,4٣٠	44,4	,18+

جدول (٢٥) للتحويل إلى الدرجات التائية

فمثلا الدرجة التائية المقابلة للجزء ٠,٠٠١٠ في الجدول هي ١٩,١ والمقابلة للجزء .٦٩،٠ هي ٥٣,٩ .

ولكي يتسنى تحويل أية درجة من درجات التوزيع مباشرة الى الدرجة التائية المقابلة لها يرسم عادة تخطيط يوضح العلاقة بين القيمة الأصلية والدرجات التائية ، ويمثل هذه العلاقة عادة خط مستقيم ، الا أن بعض التكرارات الشاذة في الجدول قد تبعد قليلا من النقط بعض الشيء عن المستقيم الذي يصف هذه العلاقة .

٦ - ومن هذا المستقيم الذي يربط بين القيم الأصلية والدرجات التائية يمكن بعد
 ذلك تحويل أية قيمة الى الدرجات التائية المقابلة لها .



1

تلخيص لخواص المنحنى الاعتدالي :

بناء على كل ما سبقت دراسته يمكن أن نلخص خواص المنحى الاعتدالي فيما يلي : ١ – المنحى الاعتدالي منحى متماثل يرتفع عند الوسط تماما وينخفض تدريجيا حتى يقل ارتفاعه جدا عند الطرفين .

٢ — المتوسط الحسابي والوسيط والمنوال للتوزيع الاعتدالي لها قيمة واحدة .

٣ - في التوزيع الاعتدالي تكون نسبة حالات التوزيع المحصورة بين المتوسط الحسابي + ١ انحراف معياري = ١٨,٢٧٪من الحسابات

وبين المتوسط الحسابي - ٢ انحراف معياري والمتوسط الحسابي = ٢ انحراف معياري = ٢ انحراف معياري = ٢ ١٠٩٤٤ /

وبين المتوسط الحسابي – ٣ انحراف معياري والمتوسط الحسابي + ٣ انحراف معياري = ٣٠/٧٣ ٪ (أي جميع قيم المجموعة تقريبا) أي أن مدى القيم في هذا التوزيع يبلغ حوالي ثلاثة أمثال الانحراف المعياري على جانبي المتوسط .

النقطتين اللتين يبدأ على على المنحى أي النقطتين اللتين يبدأ المنحى أن يغير اتجاهه تقابل القيمتين م +ع ، م -ع .

مقاييس الانحراف عن التوزيع الاعتدالي :

ا ـ الالتواء Skewness

ذكرنا سابقا أن توزيع القيم في أي بحث عملي لا يمكن أن ينطبق انطباقا تاما على التوزيع الاعتدالي النموذجي ، ولكن انحراف التوريع عن هذا النموذج قد يكون قليلا ليس له دلالة احصائية ناتجا عن ظروف البحث الحاصة ، أو قد يكون كبيرا لدرجة لا يستطيع الباحث معه افتراض التوزيع الاعتدالي في القيم التي يحصل عليها . وانحراف التوزيع عن الاعتدالي قد يتخذ شكلا بحيث يجعل المنحني يميل ناحية القيم الصغيرة يوصف بأنه موجب الالتواء والذي يميل ناحية القيم الكبيرة بأنه سالب الالتواء .

ولفهم الأساس الذي ينبني عليه مقياس الالتواء نعيد الملاحظة التي سبق ذكرها في خواص المنحنى الاعتدائي ، وهي أن المتوسط الحسابي والوسيط والمنوال تكون متحدة القيمة وأما في المنحنيات الملتوية فان هذه المعاملات تكون مختلفة القيمة . وقد سبق توضيح المواضع النسبية لها في نوعي المنحنيات الملتوية فنحن نلاحظ أنسه في المنحني السالب الالتواء يكون المنوال أعلى قيمة من المتوسط الحسابي ، بينما العكس في الالتواء الموجب.

وعلى هذا الأساس يمكن حساب معامل الالتواء على أنه الفرق بين المتوسط والمنوال أي = المتوسط ـــ المنوال ، الا أن معاملا كهذا يعطي قيمة مطلقة تتوقف على تشتت القيم فهو لا تصلح الا في مقارنة التواء مجموعتين متحدثي الانحراف المعياري . أما اذا أردنا الحصول علىمقياس نسبي للالتواء فانهذا المقياس يكون معادلا المتوسط الحسابي-المنوال الحصول علىمقياس نسبي للالتواء فانهذا المقياس يكون معادلا الانحراف المعياري

ولكن الصعوبة في مثل هذا المقياس أن المنوال ليس من السهل تحديد قيمته بدقة ، ولهذا يستعاض عنه بالوسيط مع تعديل طفيف في المعامل السابق فيصبح معامل الالتواء ==

۳ (المتوسط الحبابي ــ الوسيط) الانحراف المعياري

وهذا المعامل استنتجه K. Pearson

ففي الجدول التكراري الآتي الذي يوضح توزيع العمر وقت الوفاة لعدد مـــن، الاشخاص يمكن حساب معامل الالتواءكما يلي :

ڍَي	<u>_</u> = 7	ĉ	التكوار المتجمع الصاعد	التكرار ك	الفشات
754	٤٩	٧ ~	٧	٧	~ 40
47.	٧٠	٦ -	17	١.	- 4.
770	140 -	0	٤٢	40	£0
.70	14	٤	YY	40	0•
10.	10	٣ -	144	٥٠	00
44.	17	٧ -	4.4	٨٠	- 7.
4.	4. ~	١	4.4	4.	~ 70
_	صفر	صفر	٤١٧	110	- Y•
140	140	١	007	۱۳۰	Ye
٤٢٠	٧١٠	Y	Va7	1.0	۸۰
£VV	104	٣	٧١٠	٥٣	- Va
170	12.	٤	Y£o	40	- 41
٧٥	١٥	•	V\$A	٣	_ 40
74	14	٦	٧٥٠	ق(۱) ۲	۱۰۰ فمافو
££AY	771 78 - 17 -			٧٥٠	المجموع

جدول (٥٣) توزيع العمر وقت الوفاة لبعدد من الاشخاص

⁽١) هذه الفئة اعتبرت قيمتها المركزية تجاروا ١٠٢٠٥

هذا ويمكن قياس التواء التوزيع باستخدام معامل آخر مبنى على ايجاد الربيعات Quartiles ، فاذا كان التوزيع باستخدام معامل آخر مبنى على ايجاد منتصف المسافة بين الربيع الأول والثالث تماما ، اذا كان التوزيع ملتويا نحو القيم الصغيرة ، أي موجب الالتواء ، كان بعد الربيع الثالث عن الربيع الثاني أكبر من بعد الربيع الثاني عن الربيع الأول . وتبعا لهذا الأساس فان (سر سسر) سر (سر سر) يصلح مقياسا للالتواء أو سر , + سر + س

وقد وجد أن هذا المعامل تتراوح قيمته بين ـــ ٢ ، + ٢ ولللك يكون الأفضل أن يصبح المعامل :

على أن تتر اوح قيمته بين ـــ ١ ، + ١

فاذا طبقنا هذا المعامل على جدول (٥٧) نجد أن :

فيكون معامل الالتواء تبعا لهذا القانون

$$\frac{\forall \forall \gamma, \forall x \ \forall - \lambda, \forall \gamma + \forall \gamma, \forall \lambda}{\forall \gamma, \forall \lambda - \lambda, \forall \gamma, \forall \gamma, \forall \lambda} =$$

·, \\ - =

وهذا المعامل لا يتأثر مطلقا بالقيم الموجودة في الربع الأول أو الربع الأخير مسن المجموعة ، بل يقصر حسابه على النصف المتوسط من القيم . فلكي نستخدم مقياسا أكثر حساسية يمكننا أن نستخدم المثين العاشر والمثين التسعين ، ونقارن بين بعديهما عن المثين الخمسين (أي الوسيط) ويكون حدي هذا المعامل كذلك ــ ١ ، + ١ .

والمعامل في الحالة الأخيرة .

وتصبح خطوات ايجاد هذا المعامل في جدول (٥١) كما يلي :

$$0.000$$
 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00

$$^{\Lambda_1,V}$$
 (ورتبته = $^{\Lambda_1}$ × $^{\Lambda_2}$ × $^{\Lambda_3}$ × $^{\Lambda_4}$

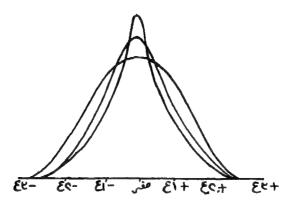
فيكون معامل الالتواء

$$\bullet, \bullet = \frac{\vee \forall, \lor \lor \lor - \land \lnot, \lor \bullet + \bullet \pounds, \lor \lor}{\circ \pounds, \lor \lor - \land \lnot, \lor \lor} =$$

Kurtosis – التفرطيح ٢

ان معامل التفرطح ببين ما اذا كان للتوزيع قمة حادة رفيعة أو قمة عريضة مسطحة ، ويطلق على التوزيع الذي من النوع الأول اسم التوزيع مدبب التفرطح Platy Kurtic .

ومن الطبيعي أن صفة التفرطح ليست لها علاقة بالمتوسط الحسابي للتوزيع ، فقد يكون التوزيع رفيعا أو مسطحا أو اعتداليا ويكون له متوسط حسابي محدد كما في شكل (٣٧) كما أن زيادة التفرطح أو قلته لا تتعارض مع تماثل التوزيع أي أن التوزيع المتماثل قد يكون رفيع التفرطح أو مسطحه أو متوسطه (Meso Kurtic) .



شكل (٣٧) منحنيات متحدة المتوسط مختلفة التفرطح

و يمكن قياس التفرطح بالمعامل الآتي :

فلكي نحسب معامل التفرطح للتوزيع السابق (جدول ٥٩)

$$\Lambda, \pi = \frac{7\pi, V\Lambda - \Lambda^{0,0}}{Y} = \frac{7\pi, V\Lambda - \Lambda^{0,0}}{Y}$$
 خدأن نصف المدى الربيعي (س)

معامل التفرطح=
$$\frac{\Lambda, \pi}{\pi 1.99}$$
 = ۲۲۱،۰

ولمعرفة درجة تفرطح أي توزيع ونوعه ينبغي أن نقارن هذا المعامل بمقياس يتخذ أساسا لذلك . ومن المتبع أن يقارن هذا بمعامل التفرطح المقابل له في المنحى الاعتدالي ، وبحساب هذا المعامل في المنحى الاعتدالي نجد أن قيمته تعادل ٢٦٣، فاذا زاد المعامل عن هذه القيمة يكون التوزيع مسطحا Platy Kurticواذا قل عنها كان التوزيع مدببا هذه القيمة يكون التوزيع (جدول٥٩) نجد أن المعامل قريب قربا كافيا من القيمة المقابلة له في المنحى الاعتدالي .

والمهم بعد حساب معامل الالتواء أو المعامل التفرطح معرفة ما اذا كان انحراف شكل التوزيع عن الاعتدالي كبيرا لدرجة تحتم علينا أن نصف التوزيع بأنه ملتو أو مفرطح . فمن الطبيعي أن هناك حدا لأي معامل من هذا القبيل نتغاضى عما دونه ، بحيث لو زاد الانحراف عنه قيل أن للانحراف دلالة احصائية وسيأتي تفصيل ذلك عند الكلام عن مقاييس الدلالة .

أسئلة على الباب الرابسع

(١) طبق اختبار للهجاء على مجموعة من التلاميذ فكان توزيع درجاتهم كما هو مبين في الجدول التكراري الآتي :

التكرار	فئـــــات
10	- 1.
YV	— 1Y
٣٥	- 18
	\ T
٧٥	_ \ A
71	- Y·
44	YY
٧,	3 Y. =
Y0	→ Y7
١٨	YA
٧	— ۳۰
_	— ٣ ٢
۲	45
۳ ٦٠	المجموع

جدول (؛ ه) توزيع درجات اختبار الهجاء

حول هذا التوزيع الى توزيع اعتدالي . (٢) قارن بالرسم بين التوزيع الأصلي والتوزيع الاعتدالي المعدل .

- (٣) احسب كل من المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للتوريع الاعتدالي المعدل
 لجدول (٤٥) وقارن بينها وبين المتوسط الحسابي والانحراف المعياري الأصلي .
- (٤) احسب معامل الالتواء للتوزيع الأصلي (جدول ٦٠) بطريقتين مختلفتين وقارن بين الناتجين .
- (٥) أوجد المساحة المحددة تحت المنحى الاعتدالي بين الدرجات المعيارية الآتيسة والمتوسط مستخدما في ذلك جدول (٥٥).

Y,0 (1,2 - (1,7 (Y,V - (, .4

(٦) أوجد المساحة المحددة تحت المنحنى الاعتدالي بين كل درجتين معياريتين مما يـــأتي :

أ ـ بين ٥٠,٥ ١٠ ـ ١٠٣

ب - بین - ۴٫۱ ، ۱٫٤

ج ـ بين - ١,٧ ، ٢,٩

د - بين ١,٤ ، ٢,١

(٧) في جدول (٦٠) أوجد عدد الحالات التي يتوقع لها أن تقع قبل الدرجات الآتية حسب ما ينتظر في التوزيع الاعتدالي :

. 41 . 47 . 14 . 10

- (٨) في جدول (٦٠) احسب النسب المثوية للقيم التي تقع بين :
- أ) المتوسط الحسابي ــ انحراف معياري والمتوسط الحسابي 🕂 انحراف معياري .
- ج) المتوسط الحسابي ثلاثة أمثال الانحراف المعياري والمتوسط الحسابي + ثلاثة أمثال الانحراف المعياري وقارن بين هذه النسب وما يتوقع لها اذا كان التوزيع اعتدالياً.

onverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)

الباب الخالي

الارتباط Correlation

مقدمــة
 معــامل الارتبــاط
 تخطيط الانتشــار
 معامل ارتباط الرتب
 معامل ارتباط بيرسون
 الارتباط الثنـــائي
 معامل التـــوافق
 خاتمة في معامل الارتباط
 تفسير نتائج الارتبــاط
 متى تستخدم كل معــامل



مقدمــة:

كانت الأجزاء السابقة متعلقة بدراسة وقياس متغير واحد ، فمقاييس النزعة المركزية توضح القيمة التي يتجمع عندها متغير في مجموعة من المقاييس . ومقاييس التشتت توضح درجة انتشار وتوزيع قيم المتغير ، الا أن البحث العلمي لا يقف عند جد الوصف والتصنيف بل يتعدى ذلك الى بيان نوع العلاقة بين الحقائق والمفهومات العلمية ووصفها وصفا علميا دقيقا ، وهذا يدخل ضمن مجال الاحصاء الوقوف على طبيعة العلاقة بين أكثر من متغير واحد والوصول الى معامل عددي لوصف هذه العلاقة .

وقد سبق أن ذكرنا في الباب الأول عند الكلاء عن طريقة التلازم في التغير كيف يستطيع الباحث أن يعبر تعبيرا علميا عن وصف نوع التلارم في تغيير عاملين أو متغيرين ومداه ، ونبحث في هذا الباب الطرق الاحصائية للحصول على معامل عددي يصف نوع ومدى هذا التلازم . وعن طريق هذا التعبير العددي يتسى للباحث أن يصدر تنبؤات عن أحد المتغيرات بفضل ما يعرفه عن متغير آخر . وقد ذكرنا أن أنواع العلاقة بين متغيرين يمكن تلخيصها فيما يلي :

- ١ _ علاقة مطردة كاملة .
- ٢ _ علاقة مطردة ناقصة .
- ٣ _ علاقة صفرية أو معدومة .
 - ٤ علاقة عكسية ناقصة .
 - ه ـ علاقة عكسية كاملة .

معسامل الارتبساط:

ويطلق على المعامل الذي يصف نوع العلاقة بين متغيرين و معامل الارتباط ، Correlation Coefficient و تنحصر قيمته بين + 1 ، - 1 فاذا كانت العلاقة مطردة كاملة onverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)

(كالعلاقة بين قطر الدائرة ومحيطها) كانت قيمة معامل الارتباط + 1 واذا كانت العلاقة عكسية كاملة (كالعلاقة بين حجم الغاز وضغطه في حدود معينة) كانت قيمته - 1 ، وقد ذكرنا أن الارتباط الكامل لا وجود له في الظواهر الطبيعية ، وأن المعامل الناتج في الأبحاث النفسية أو التربوية أو الاجتماعية يكون عادة كسرا موجبا أو مسالبا .

تخطيط الانتشار:

لنفرض أن باحثا أراد ايجاد معامل الارتباط بين عمر الزوج وعمر الزوجة في مجموعة من الأشخاص وكانت الأعمار كما هي مبينة فيما يأتي :

عمر الزوجة	عمر الزوج	عمر الزوجة	عمر الزوج
00	٥٨	44	۳۷
٣٧	٤٩	44	٤٥
۹۶	70	٧.	77
1.8	44	٩٢	٤٩
٧٠	VY	٧.	٣٦
40	44	٣.	40
۱۸	١٨	44	٤٦
٤٧	٣٨	**	44
٤٠	27	**	Y0
٤٥	19	۲۵	۸۱
40	44	Ya	77
74	٤٨	۲.	11
۳.	۳۰	٤٠	**
40	49	٣٢	٤٦
٣٦	۳۸	**	44
۸٠	۸٩	4.4	ŧŧ
10	٤٧	٣٢	40
14	• •	٣٠	۲٦

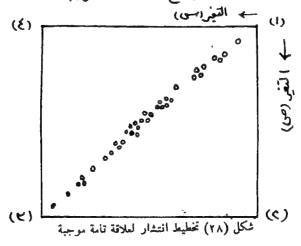
عمر الزوجة	عمر الزوج	عمر الزوجة	عمر الزوج
. ٤٨	79	٥٢	٧٦
44	44	14	١٨
٧,	Y 0	٣٢	779
٤٩	00	٧.	۲۸
۳۰	49	75	77
۵۸	7.4	24	٤٥
٠	۵A	71	79

فان هذه البيانات يمكن تفريغها في جلول تكراري مزدوج يبين العلاقة بين هذين المتغيرين (جدول ٥٥) بحيث يمثل كل خط فيه أحد هذه البيانات الحمسين ، أي يمثل كل خط عمر الزوج وعمر الزوجة معا . فالبيان الأول الذي فيه عمر الزوج ٣٧ وعمر الزوجة ٣٢ يمثل بخط عند تلاقي العامود الذي يمثل عمر الزوج عند ما يكون محصورا بين ٣٠ ، ٣٠ . وهم الذي يمثل عمر الزوجة عند ما يكون محصورا بين ٣٠ ، ٣٠ والبيان المشتمل على عمر الزوج ٥٨ وعمر الزوجة ٥٥ يمثله خط عند تلاقي العامود الذي يمثل الزوج عندما يكون محصورا بين ٥٠ ، ٢٠ والصف الذي يمثل عمر الزوجة عند ما يكون محصورا بين ٥٠ ، ٢٠ والحدول التكراري المزدوج لهذه البيانات يكسسون يكون محصورا بين ٥٠ ، ٢٠ والجدول التكراري المزدوج لهذه البيانات يكسسون

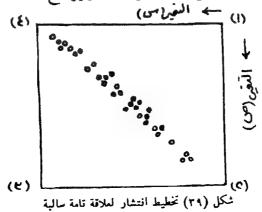
لجمي	-44	-A·	-×18	-*	ه٦.	٦٠.	-40		-50	-2.	-40	-Y.	-50	-5.	-10	الزوج
7												Г	1		11	-10
V										1	1		MI			-6.
0													1111			-10
4									. //	1	1,14	<u>-</u>				-4.
V									111		111					-40
¥									-				I	1		-£
					7		1		H		\Box					-50
1		7	7				7		7							0'
4						1	1									-00
7																-7 .
					7											0F-
7	1			1												-7:
-																-40
	1															-A-
4.	4	1		1	٤	1	٤	1	11	7	1.	_	1.	1	5	المجويب

جدول (ه٥) جدول مزدوج لأعمار الزوج والزوجة

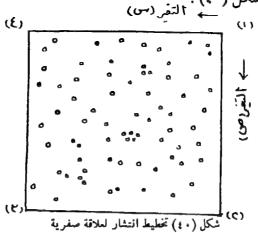
ومن هذا الجدول يمكن عن طريق ملاحظة اتجاه تجمع التكرارات تكوين فكرة تقريبية عن نوع الارتباط وقدره ، ولكي نقرب هذا للأذهان تفترض احدى الحالات التي يكون فيها الارتباط تاما موجبا بين متغيرين (س) (ص) فاننا نلاحظ أن جميسع التكرارات تكون متجمعة في خط مستقيم هو قطر الشكل الذي يصل بين الركن (١) والركن (٣) . وذلك لأن جميع القيم الصغيرة في أحد المتغيرين يتبعها قيم صغيرة في المتغير الآخر . وكلما كبرت القيمة في أحد المتغيرين كبرت القيمة المقابلة لها في المتغير الآخر . وفي شكل (٣٨) تخطيط انتشار يوضح هذه العلاقة الموجبة النامة .



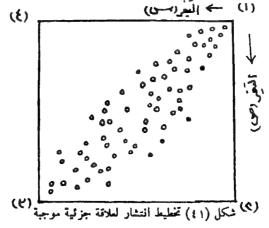
أما اذا كانت العلاقة تامة سالبة (– ١) تجمعت نقط التكرار في القطر الذي يربط بين الركنين (٤) ، (٢) في تخطيط الانتشار . وذلك لأن القيم الكبيرة في أحد المتغيرين تتبعها قيم صغيرة في المتغير الآخر . وكلما كبرت القيم في أحدهما صغرت في الآخر والعكس بالعكس ، وفي شكل (٣٩) تخطيط انتشار يوضح هذه العلاقة السالبة التامة .



أما اذا كانت العلاقة صفرية ، أي أنه ليس هناك أي اتجاه للاتفاق أو التضاد بين المتغير بن ، فان نقط التكرار تكون موزعة على الشكل دون أن يبدو أي اتجاه في تجمعها كما هو الحال في شكل (٤٠) . التقر (سى)

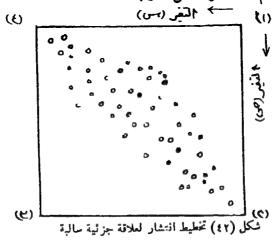


وفي حالة العلاقة الجزئية ، سواء كانت موجبة أو سالبة ، نجد أن انتشار التكرار يتخذ اتجاها عاما ، الا أن هذا الاتجاه يتبع عادة شكلا بيضيا . وكلما اتسع الشكل البيضي قلت قيمة الارتباط بين المتغيرين ، وكلما ضاق زادت قيمته ، حتى تصل أقصاها عند ما يصبح الشكل البيضي خطا محددا كما هو الحال في شكل (٣٨) ، (٣٩) . وشكل (٤١) يوضح تخطيطا انتشاريا لعلاقة جزئية موجبة وشكل (٤١) لعلاقة جزئية سالبة .



فكأن مجرد ملاحظة التوزيع في تخطيط الانتشار يفيد في معرفة مدى العلاقة بين المتغيرين ونوعها : ولكن الاحصاء لا يقف أيضا عند حد ملاحظة التوزيع ووصف

العلاقة وصفا تقريبيا بل تهدف دائما الى التوصل الى قياس عددي لهذه العلاقة . وقد ذكرنا أن المعامل المستخدم لذلك هو معامل الارتباط .



وهناك وسائل أخرى كثيرة لايجاد معامل الارتباط بين متغيرين تختلف باختلاف هدف البحث وظروفه ، فقد لا يكون من الممكن سوى تقسيم كل من المتغيرين أو أحدهما تقسيما نوعيا ، أو ترتيبها من حيث القيمة دون التوصل الى تحديد قيمة عددية لكل رتبة من رتب المتغير ، مثل هذه الظروف تحتم على الباحث استخدام احدى طرق الجاد معامل الارتباط دون غيرها . واليك أهم الطرق المستخدمة في ذلك :

معامسل ارتباط السرتب:

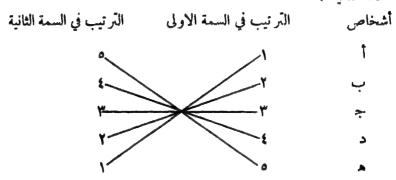
في كثير من الأحيان لا يستطيع الباحث أن يحدد قيم المتغير أثناء تغيره بل يكون من الأيسر له أن يعبر عن مراحل تغيره برتب نسبية ، كأن يحدد أيها الأول وأيها الثاني ، وأيها الأخير . ولنفرض أن هدف الباحث ايجاد معامل الارتباط بين سمتين من سمات الشخصية وشمل هذا البحث تقدير خمسة أشخاص بالنسبة لهاتين السمتين فانه يستطيع بمقدار ما بين ترتيب هؤلاء الأشخاص الحمسة في السمتين من تشابه أو اختلاف تقدير مدى الارتباط بين هاتين السمتين ، ولنفرض أيضا أن الباحث قد حصل على احدى النتائج الآتية في بحثه .

الحالة الأولى :

الترتيب في السمة الثانيــة	الترتيب في السمة الأولى	أشخاص
į	£	†
Y	Y	ب
•	o	ج
1		د
۳ .	٣	

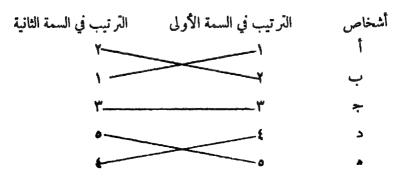
وفي هذه الحالة فلاحظ تطابقا تاما بين رتب الأشخاص في السمتين ، ومن هذا يمكن احث دون القيام بأية عملية حسابية استنتاج أن معامل الارتباط بين السمتين + ١

الحالة الثانية:



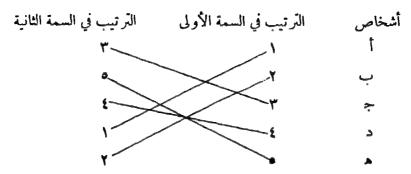
وهنا نلاحظ أن الرتب في المتغيرين مختلفة اختلافا تاما ، وقد وصل الاختلاف بينهما الى حد التضاد ، فالأول في أحدهما هو الأخير في الثاني وهكذا ... ولذا معامل الارتباط في هذه الحالة يكون ١

: ग्रीपी ग्रीमी



نلاحظ هنا أن هناك اتفاقا جزئيا بين الترتيب في السمتين ، ولذلك فان معامـــل الارتباط يكون + كسر .

الحالة الرابعــة:



في هذه الحالة نلاحظ تضادا جزئيا بين الترتيب في السمتين ولذلك فان معامـــل الارتباط = ــ كسر .

_ وطريقة معامل ارتباط الرتب لسبير مان تقوم على نفس هذا الأساس فكلما كان الفرق بين رتب القيم المتقابلة في المتغيرين كبسيراً قلت درجسة الارتباط بين المتغيرين ، والعكس بالعكس . لهذا كانت الحطوة الأولى بي مصريسه تشتمل على ايجاد الفروق بين رتب القيم المتقابلة . فاذا فرضنا وجود ثلاث قيم متقابلة لكل من المتغيرين وأوجدنا رتبها كما هو الحال في المثال الآتي :

الفرق بين الرتب	المتغير (ص)	المتغير (س)	
Y +	١	٣	حالة (أ)
Y —	*	*	حالة (ب)
١ –	٣	1	حالة (ج)

فان الفروق بين الرتب تكون موجبة الاشارة أو سالبتها بحيث أن مجموع الفروق الموجبة يعادل مجموع الفروق السالبة كما في المثال (+ ٢ ، – ٢) ، ولايجاد معامل الارتباط بين رتب المتغيرين علينا أن نعتبر هذه الفروق مجتمعة ، الا أن الجمع الجبري في هذه الحالة يكون عديم الفيمة حيث أن حاصل الجمع يكون دائما صفرا ، ولهذا تشتمل الطريقة على خطوة أخرى وهي تربيع هذه الفروق حتى نتخلص من الاشارات بجعلها جميعا موجبة .

مثال : اختبر ١٠ أطفال في مادتي اللغة العربية والحساب وكانت درجاتهم في المادتين كـــالآتي :

درجـــة الحساب	درجة اللغة العربيــــة	الاسم
٤٥	77	محمد
٧,	10	حسن
٤٠	٤٧	أحمد
**	44	ابراهيم خالد
۳۰	7 \$	خالد
٣٢	٤٢	فائسق
٣٤	۲٥	حلمي
70	۲.	حلمي خليل
٣٥	٣٦	قاسم
٤١	11	عــــــلي

جدول (٥٦) درجات ١٠ أطفال في مادتين

والمطلوب حساب معامل ارتباط الرتب بين مادتي اللغة العربية والحساب . لايجاد هذا المعامل نتبع الخطوات الآتية :

الفرق	الفرق	ر تبــة	رتبة اللغة	درجة	درجــة	الاسم
مربع		الحساب	العربية	الحساب	اللغة العربية	
Y0	٥	١	٦	٤٥	٣٢	محمد
-		1.	١٠	۲٠	10	حسن
٤	۲ –	٣	١ ،	٤٠	٤٧	أحمد
١	١	٤	٥	٣٧	٣٣	ايراهيم
-	_	٨	٨	۳.	45	خالد
١٦	٤	٧	٣	44	27	فائق
\ \	١	٦	٧	45	Yo	حلىي
_		١ ،	4	Yo	٧.	خليل
١	١ –	٥	٤	70	٣٦	قاسم
_	_	۲	۲	٤١	2.5	قاسم علي
	٧					المجموع
٤٨	٧ -	1				
	* * *					

جدول (۷۵) حساب معامل ارتباط الرتب

وتكون الحطوة الثالثة بعد حساب مجموع مربعات الفروق تطبيق القانون الذي توصل اليه سبيرمان Spearman لحساب معامل الارتباط وهو :

على اعتبار أن ر = معامل ارتباط الرتب.

، مح ف Y = مجموع مربعات الفروق (ف الفرق بين رتبتي الحالة الواحدة) $\dot{}$ $\dot{}$

$$^{\circ}$$
نهو في هذا المثال $-1 - \frac{^{\circ} \times ^{\circ}}{^{\circ} \times ^{\circ}} = 1$

ومن الطبيعي أن مثل هذا القانون يجعل معامل الارتباط عندما تنطبق الرتب (+1) ، وذلك لأن الفروق في هذه الحالة تكون معدومة فتكون قيمة الكسر $7 = e^{\gamma}$ مساوية صفرا ويكون معامل الارتباط $-1 = e^{\gamma}$ مساوية صفرا ويكون معامل الارتباط $-1 = e^{\gamma}$

وعلى العكس من ذلك في حالة تعاكس الرتب فان هذا القانون يجعل معامل الارتباط - ١ كما هو في الحالة الآتية : -

مربعات الفروق	الفروق ـــ	رتب المتغير	رتب المتغير
		(ص)	(س)
17	٤	٥	١
٤	۲	٤	۲
_	-	٣	۴
٤	۲	۲	٤
١٦	٤.	, 1	0
	٦		
- 4.	٦ –		المجموع
	• • •		

جدول (٥٨) حالة تعاكس الرتب

$$V = V - V = \frac{7 \times 13}{6 \times 37} = V - V = V$$

واليك مثالا يشتمل على القيم ذات الترتيب المتكرر :

فيما يلي أطوال عشرين شخصا وأوزانهم ، والمطلوب ايجاد معامل ارتباط الرتب بين الطول والوزن لهذه الحالات :

						
مربع الفرق	الفرق بين	رتب	رتب	الوزد	الطول	اسم
	الرتب	الوزن	الطول	بالكجم	بالسم	الشخص
١	١	10,0	۱٦,٥	٦٨	١٦٧	ī
4.,40	4,0	19	۹,۵	٦٥	۱۷۵	ب
-		٧٠	٧٠	77	170	ح-
١٦	٤	17,0	17,0	٧٧	177	د
47	٦	17,0	۱۸٫۵	VV	177	А
٤٩	٧	٥	17	٨٥	177	و
40	٥	۷.۵	۲,۵	۸۱	19.	ر
١	١	18	١٥	٧٢	179	ح
17,70	۳, ۰ –	10,0	۱۲	٦٨	177	ط
Y0	٥	٧,٥	٧,٥	4.	141	ی
17,70	۵,۳	۷,٥	٤	۸۱	۱۸۷	<u> </u>
71	۸,۰ —	۱۷,۵	۹,۵	٦٧	170	ل
٤	۲	١.	۱۲	۸۰	177	٢
١	١	۹۷,۵	۱۸٫۵	٧٢	177	ن
17	٤	١.	١٤	۸۰	14.	ص
17	٤	٥	1	٨٥	197	ع
40,40	٤,٥	١	٥,٥	11	۱۸۰	ع ف
70	•	۲,۵	٧,٥.	4.	۱۸۱	س ا
٠,٢٥	ه,٠	•	0,0	٨٥	1/0	ق
٥٢,٢٥	٧, ٥	1.	۲,٥	۸۰	14.	ت
	٤١					
٤٧٠,٥٠	٤١	71.	٧١٠			المجموع
	• • • •					
L	<u></u>	<u> </u>		L	1	.L

جدول (۵۹) حالة تكرر الرتب

معامل ارتباط الرتب = ۱
$$\sim \frac{4 \cdot 7 \cdot 7}{8 \cdot 9 \cdot 9}$$
 معامل ارتباط الرتب

وللتأكد من صحة وضع الرتب المقابلة للقيم المختلفة يمكن جمع الرتب في المتغيرين . والوسيلة المباشرة للتأكد من ذلك أن يكون مجموع الرتب واحد لكل من المتغيرين ، وزيادة على ذلك فان مجموع الرتب في كل من المتغيرين ينبغي أن يكون معادلا (0,0) على ذلك فان مجموع الرتب في كل من المتغيرين ينبغي أن يكون معادلا (0,0) على اعتبار أن (0,0) عدد القيم أو الحالات . وهو في حالة المثال الحالي (0,0) فيكون مجموع الرتب (0,0) على (0,0) الرتب (0,0) على (0,0) المتبار أن (0,0) على (0,0) المتبار أن (0,0) على المتغير على المتبار أن (0,0) على المتبار أن ناء المتبار أن ناء على المتبار أن ناء المتبار

معسامل ارتبساط بيرسون:

ويطلق على هذه المعامل « Product Moment » ، على اعتبار أن لفظ « Moment » يفيد انحراف القيم عن المتوسط مرفوعا لاية قوة ، وتقوم التسمية على أساس أن المقدار الهام في هذه الطريقة هو حاصل ضرب انحراف كل من القيمتين المتقابلتين في المتغيرين عن متوسطهما .

ومعامل ارتباط بيرسون يسد نقصا هاما في معامل ارتباط الرتب ، وهو أن المعامل الأخير يتناول في حسابه الرتب لا القيم نفسها ، وحساب الارتباط على أساس الرتب أقل دقة من حسابه على أساس القيم ، فزيادة القيمة أو نقصها لا يغير من قيمة المعامل على أساس الرتب ما دامت هذه الزيادة أو النقص لا تغير وضع القيمة بالنسبة للمجموعة . بينما يتأثر معامل ارتباط بيرسون بأي تغير في القيم . فاذا كان لدينا خمس قيم متقابلة مثلا لكل من متغيرين كما يأتي :

حسے ص	ح س	ح س	المتغير (ص)	المتغير (س)	
Y	١ ~	۲ –	٧	٥	î
	١ –		Ÿ	٧	ب
		١ –	٨	٦	>-
\ +	\ +	١	4	٨	د
Y +	\ +	٧	٩	4	

خدول (۲۰) الأساس الذي تقوم عليه طريقة بيرسون

فاذا كانت ح و انحراف القيمة عن متوسط قيم (س) و حو انحراف القيمة عن متوسط عن متوسط قيم (ص) فان ح س ح ص و هو حاصل ضرب انحراف كل قيمة عن متوسط قيم المتغير في انحراف القيمة التابعة لها عن متوسط قيم المتغير الآخر يصلح مقياسا لمدى ما بين المتغيرين من ارتباط . فكلما زاد مجموع حواصل الضرب كلما زادت العلاقة بين المتغيرين اطرادا . أما اذا كان مجموع حواصل الضرب سالب القيمة فان هذا يدل على انحراف القيم المتقابلة في المتغيرين عن المتوسط يسير في اتجاه عكسي على وجه العموم أي اذا زادت القيمة عن المتوسط تبع ذلك نقص القيمة المقابلة لها عن متوسط قيم المتغير الآخر . وهذا دليل كاف على أن معامل الارتباط يكون سالبا .

وتقوم طريقة بيرسون على هذا الأساس بوجه عام الا أن الطريقة تتخذ صورا متعددة نذكر منها ما يأتي :

معامل ارتباط بيرسون باستعمال الانحرافات : لتوضيح الخطوط المتبعة في ايجاد معامل الارتباط بهذه الطريقة نضرب المشال الآتى :

ح ٽس	ح اس	ح س ح ص	ح س	ح س	قيم(ص)	قيم (س)
171	171	127	14	11-	44	۲٥
1	77	۱۲	۲	٦	**	٤٢
1	١	1	١.	1-	٤٥	40
_	١	_	-	١	٣٥	٣٧
٤	181	٤٢	Y	Y 1-	۳۳	١٥
40	188	٧,	٥	14-	۲٠	4.5
4	٤٩.	Y1-	٣	٧	۳۲	٤٣
۸۱	444	١٥٣	4	17	٤٤	۳٥
1	171	11.	١.	11	٤٥	٤٧
78	٩.	Y\$	۸	٣	۲V	44
		٥٢٠	41	٤٥		
700	1717	•• _	۳۱–	£0_	٣0٠	٣٦.
		£70	• •	• •		

⁻ جدول (٦١) معامل ارتباط بيرسون بطويقة الانحراف

يتكون هذا الجدول من سبعة أعمدة ، يشتمل الأول والثاني منها على قيم المتغيرين المراد ايجاد معامل الارتباط بينهما كالطول والوزن مثلا ، أو كمادتين دراسيتين مختلفتي ، أو صفتين نفسيتين كالقدرة الرياضية والقدرة اللفظية ، أو أشخاص في مقياسين للاتجاهات العقلية ... الخ ، ويشتمل العامود (٣) على انحراف قيم المتغير (س) عن متوسط قيم وهو ٣٦ $\left(\frac{r_1}{1}\right)$. ويشتمل العامود (٤) على انحراف قيم المتغير (ص) عن متوسط قيم المتغير (ص) وهو $\left(\frac{r_1}{1}\right)$. والعامود الحامس يحتوي على حواصل ضرب ح س ح س أي انحراف قيم س عن متوسطها × انحراف قيم (ص) المقابلة لها عن متوسطها . والعامود السادس والسابع يشتملان على مربعات انحرافات قيم كل من س ، ص .

بعد حساب ناتج كل من مح ح رر ح رس ، مح ح رس ، مح ح رس لا يتطلب حساب معامل الارتباط أكثر من التعويض في القانون .

$$c = \sqrt{\frac{2}{2}(\sigma_{m}^{2})} = \sqrt{2}$$

أي أن معامل الارتباط في هذا المثال

ويمكن وضع معامل الارتباط في وضع معروف وهو كالآتي :

حيث ع من هو الانحراف المعياري للمتغير (س) و ع من هو الانحراف المعياري للمتغير (ص) . ولعله من الواضح أن هذه الصورة هي نفس الصورة السابقة لأن ع من =

$$\frac{\sqrt{2} + \sqrt{2}}{\sqrt{2}} \quad , \quad 3_{w} \quad = \quad \sqrt{2} + \sqrt{2}$$

ويمكن تلخيص خطوات العمل في هذه الطريقة فيما يلي :

١ – اجمع قيم كل من المتغيرين .

٢ – احسب المتوسط الحسابي لقيم كل متغير .

٣ – احسب انحراف كل قيمة عن متوسط قيم المتغير التسابعة له أي حين ، حس
 (عامو دي ٣ ، ٤) .

٤ -- اضرب كل من حس × حس المقابسل له (عاموده) لتحصل على مح حس
 حس (وهو حاصل جمع قيم عاموده).

م - ربع كل من حس ، حس (عامودي ٦ ، ٧) لتحصل على مح ح س ،
 مح - ٢ س .

٦ طبق القانون لتحصل على معامل الارتباط .

ويلاحظ أن مح حس حس هو الذي يحدد اشارة معامل الارتباط ، فان كـــان المجموع الجبري لحواصل ضرب الانحرافات موجبا كان معامل الارتباط موجبا ، وان كان سالبا كان المعامل سالبا .

وهذه الطريقة توفر على الباحث استخدام الأعداد الأصلية الكبيرة في حساب معامل الارتباط ، الا أن سهولتها تتوفر فقط حينما يكون المتوسطان الحسابيان لقيم المتغيرين صحيحة ، أما اذا كان المتوسطان عددين كسريين تعقد حساب قيم الأعمسدة (حسحس) ، (حسل) ، (حلس) تعقدا قسد يزيد على الصعورة التي يكسبها الباحث من استخدام القيم الأصلية . تلك هي نفس الصعوبة التي يصادفها الباحث في حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري من القيم الأصلية التي نلجاً من أجلها الى الطريقة المختصرة باتخاذ وسط فرضي وحساب الانحرافات الفرضية . ويمكن تطبيق نفس هذه الطريقة في حالة وسط فرضي وحساب الانحرافات الفرضية . ويمكن تطبيق نفس هذه الطريقة في حالة معامل الارتباط أيضا . واليك طريقة الاستفادة من الوسط الفرضي في حساب معامل الارتباط في جدول (٧٤) .

فالجدول الآتي يتخذ أساسا فيحسابه الانحرافات عن المتوسطين الفرصتين الآتيتين : ٣٠ للمتغير (س) ، ٤٠ للمتغير (ص) .

ځر	ح- 'س	ح ّس ح ّ ص	ح س	ح س	قيم (ص)	قيم (س)
475	40	4.	۱۸ –	•	44	70
4	188	۳٦ –	٣ _	۱۲	۳۷ .	٤٢
40	Yo	70	٥	٥	٤٥	40
40	11	۳۰	• —	٧	٣٥	٣٧
19	770	1.0	٧ –	10 -	44	10
1	77	٦٠	1	٦	٣٠	71
78	179	1.5 -	۸ —	۱۳	77	٤٣
17	019	44	٤	74	٤٤	۳٥
40	YA9	٨٥	٥	۱۷	٤٥	٤٧
179	۸۱	117 -	۱۳ –	٩	YV	44
		ξογ	18	۸٦٦		
۸۰٦	1044	Y4Y	78 —	77-	40.	44. +
		170	۰۰ _	٦٠		

جدول (٦٢) حساب معامل ارتباط باتخاذ وسط فرضي

ويحسب معامل الارتباط بالقانون الآتي :

وهو يساوي في هذا المثال :

$$\frac{\left[\frac{1}{\lambda(\circ,-)}-\gamma,1\right]\left[\frac{1}{\lambda(\circ,-)}-\gamma,1\right]}{\left(\frac{1}{\lambda(\circ,-)}-\gamma,1\right)}$$

حساب معامل الارتباط من القيم الحام (Raw Values)

ويمكن أن نعدل الطريقة السابقة بحيث يتسنى حساب معامل الارتباط من القيم الحام مباشرة ، ولكن في هذه الحالة يحتاج الباحث الى اجراء تعديل في القانون الذي يحسب به معامل الارتباط كما يتضح من حل نفس المثال السابق بهذه الطريقة :

(٤)	(4)	(٢)	(1)
۳س	س × ص	قيم (ص)	قيم (س)
770	٥٥٠	77	70
3771	3001	**	£ Y
1770	1040	٤٥	٣٥
1414	1740	40	YV
770	190	44	10
٥٧٦	٧٧٠	۳.	71
1889	1471	44	24
44.4	7444	11	٥٣
77.9	7110	10	٤٧
1071	1.04	TV	74
1817	14.10	40.	41.
	77 977 3771 977 977 770 770 740 740 740	۰۵۰ ۰۲۶ ۱۹۵۱ ۱۶۷۱ ۱۹۵۱ ۱۶۷۱ ۱۹۵۱ ۱۶۷۱ ۱۹۵۱ ۱۶۳۱ ۱۶۵۱ ۱۶۹۱ ۱۶۵۱ ۱۶۹۱ ۱۶۵۱ ۱۶۹۲ ۱۶۵۱ ۱۶۹۲	قیم (ص) س×ص س۲ ۲۲

جدول (٦٣) معامل الارتباط من القيم الحام

فالحطوات التي أجريت في هذا الجدول كان أساسها القيم الحام مباشرة ، ولم تبدأ بتحويل القيم الى انحرافاتها عن المتوسط ، فالعامود الثالث يشتمل على حواصل ضرب قيم (س) والمقابلة لها في المتغير (ص) ، والرابع والحامس يشتمل على مربعات القيم .

ويكون معامل الارتباط في هذه الحالة كما هو في القانون الآتي :

$$\frac{2 \cdot w \cdot 2 \cdot w \cdot 2}{\dot{v}} - (w \cdot w) = \frac{2}{\dot{v}}$$

$$= \frac{1}{\dot{v}} \left[\frac{1}{\dot{v}} - \frac{1}{\dot{v}} - \frac{1}{\dot{v}}\right]$$

وبالتعويض من الجدول في المعادلة يكون حساب معامل الاتباط في هذا المثال كما يلي :

·, • \ =

معامل الارتباط من جدول الانتشار:

ذكرنا أن القيم المتقابلة لمتغيرين يمكن تفريغها في جدول مزدوج بحيث تمثل كل علامة من العلامات التي توضع في هذا الجدول فردا له قيمتين قيمة بالنسبة للمتغير (س) وقيمة أخرى بالنسبة للمتغير (ص) وبهذا نحدد تكرار كل خلية من خلايا الجدول المزدوج ولتوضيح ذلك نضرب المثال الآتي :

طبق اختباران للذاكرة على خمسين شخصا فكانت درجاتهم في الاختبارين كالآتي :

اختبار	اختبار	اختبار	اختبار	اختبار	اختبار	اختبار	اختبار
اختبار ب	i	ب	Ť	ب	ţ	اختبار ب	î
1.	79	۱۳	۳۰	17	79	14	70
1 1 1 1 1	۲.	4	77	۱۲	**	11	11
17	40	٦	10	18	٣١	٧	11
11	44	٤	17	17	20	10	٤٣
12	72	10	44	٨	41	17	44
12	44	11	77	1.	۱۷	14	44
1.	17	1.	Yo	\ \ \	YA	17	۳.
٨	14	10	٣٨	11	۳٦	14	٣٥
14	77	77	71	١٢	71	4	41
17	٤١	10	٤٤	١.	11	10	٤٠
۲٠	10	17	44	0	17	18	44
٧٠	10	11	17	١٤	YA	١.	77 77
				۱۲	79	11	۱۸

جدول (٦٤) درجات خمسين شخصاً في اختبارين للذاكرة

و نلاحظ أن درجات اختبار(أاتنحصر بين ١١ ، ٥٥ وأن درجات اختبار(ب)تنحصر بين ٤ ، ٢٠ ويمكن تمثيل العلاقة بين درجات الاختبارين بجدول الانتشار الآتي :

المجموع	_ £Y	- 40	- YA	- Y1	- 18	- v	اختبار أ اختبار ب
۲					//(Y)		- "
٥		}	//(٢)	/ (h)		7 (1)	٦ –
17		100	111(5)	M (0)	/X/(°)	// (٢)	- 1
١٢		// (Y)	<i>}</i> }/(°)	/ <u>///</u> (°)	ŕ		- 1Y
11	/// (٣)	/// (٣)	111(4)	11 (4)			- 10
٤	//(Y)	/(1)		/(1)			- 11
0 *	٥	٧	14	18	٨	٣	المجموع

جدول (٦٥) جدول الانتشار لدرجات اختبارين للداكرة

وقد ذكرنا أن تجمع التكرارات وهيئة هذا التجمع تدل دلالة تقريبية عن نوع الارتباط ومداه ، ولكننا هنا نوضح كيف يمكن حساب معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار ، واليك الخطوات المتبعة لحساب المعامل في جدول (٦٥) :

ڭى،	ي ق	عرقن	υĒΙ	څ.	U.	-€¢	-60	-50		-4	-٧	7/0
	٤	٨	4-	6-	۲.					٤٤		-4
ċ	٤	0	0 =	1-	٥							
	٩	15	ĸ	1	10		£ ,		Wh.			-14
	דץ	84	46	6	и	اعلاء	1A E	786	Wh.			-10
	99	E 7	15			ns a	414					-1/
۲.	٧٤	1.0	\$7 4-		0-	٥	~	15		٨	٤	المرع
-	K		44			ĸ	4	1		1-	۲-	5
				CA=1	16-65	10	16	16		۸-	٦.	وتحى
					1-7	٤٠	47	15		٨	15	د څ
					J'E	45	ζζ	Ħ		0	٢	27.5
					(·	<u>-</u>	-	٢		-	-	3 ×

جدولًا (٩٩) حياب بعابل الإرثباط بن معولُ الإنشار

وباستخدام المعادلة يظهر أن :

$$\frac{3V - \frac{VA \times AA}{\bullet}}{\left[\frac{AA}{\bullet} - 1 \cdot \bullet\right] \left[\frac{AA}{\bullet} - 1 \cdot A\right]} =$$

$$\frac{\mathsf{P}(\mathsf{P},\mathsf{P})}{[\mathsf{P}(\mathsf{P},\mathsf{P})]} =$$

•,78 =

و تنحصر خطوات العمل فيما يأتي :

١ فرغ القيم المعطاة في جدول انتشار أي حدد تكرار كل خلية من خلايا الجدول
 المزدوج .

٢ — اتخذ صفرا فرضيا لكل من قيم (س) ، (ص) وانحرافا فرضيا مدرجا للفئات الأقل والأكثر من الفئة الصفرية كما هو متبع في الطريقة المختصرة لحساب كل من المتوسط الحسابي والانحراف المعياري .

٣ – احسب مح حرو و مح حرو بضرب الانحراف الفرضي لكل فئة في تكرارها أم اجمع حواصل الضرب الناتج .

(محرس = ٤٦ – ٩ = ٣٧ ، محر = ٤١ – ١٤ – ٢٨) في الجدول .

(محر" = ١٠٥ ، محر" = ١٠٦ في الجلمول).

• - لحساب ح ح ينبغي حساب ذلك لكل خلية من خلايا الجدول الأول ، ويكون ذلك بضرب الانحراف الفرضي لصف الحلية × الانحراف الفرضي للعامود ، وترى حواصل الضرب في الجدول في الركن العلوي الأيمن من كل خلية ، ثم اضرب حاصل ضرب الانحرافين في تكرار الحلية ، وتجد حاصل الضرب الأخير في الجدول في الركن الأسفل الأيسر لكل خلية .

١ - لحساب مح حَرر حَرر تجمع حواصل الضرب السابقة (الموضوعة في الركن الأسفل الأيمن) ويحسن تقسيم العامود الأخير أو الصف الأخير الى قسمين : قسم لجمع النواتج الموجبة وآخر لجمع النواتج السالبة .

ولحساب مح حَسْ حَسْ لها نلاحظ أن الخلية الأولى في هذا الصف تكرارها ١.

فلحساب حس حس لها ترى أن الانحراف الفرضي للصف التابعة له هو .. ١ .

والانحراف الفرضي للعامود التابعسة له هو - ٢ فيكون مح حَس حَس لهذه الخلية ١ - × - ٢ = ٢ وهو العدد الموجود في الركن الأيمن العلوي لهذه الخلية ، ثم يضرب ٢ في تكرار هذه الخليسة وهو ١ ينتج مح حَس حَس وهو ٢ الموضوع في الركن الأيسر السفلى .

ننتقل بعد ذلك الى الحلية الثانية فنجد أن الانحراف الفرضي للصف – ١ والانحراف الفرضي للعامود – ١ فيكون حَس حَس للخلية وهو = ١ ثم يضرب الناتج في تكرار الحلية وهو ١ .

أما الخلية الثالثة فنظرا لأن الانحراف الفرضي صفر للعامود التابعة له فهي لا تحتاج لحساب لأن الناتج النهائي صفر .

و في حالة الخلية الرابعة نجد الانحراف الفرضي للصف ١ والانحراف الفرضي للعامو د -- ١ ولذلك فان حَس حَس لها = ١ وهو الموضوع في الركن الأيمن العلوي ، ثم يضرب -- ١ في تكرار الخلية وهو ٢ ينتج مح حَ_س حَ_س لها وهو -- ٢ .

بعد ذلك نوجد المجموع الجبري للصف كله تحت خانة حَس حَس فنجد أن مجموع النواتج الموجبة $\Upsilon = \Upsilon = \Upsilon = \Upsilon$ وهي الموضوعة في خانة القيم الموجبة ثم مجموع النواتج السالبة لا نجد الا $\Upsilon = \Upsilon$ وقد وضعت في خلية القيم السالبة في العامود الأخير .

هذا ويلاحظ أن مح حرر ح من لا بد أن يكون لها ناتج واحد سواء نظرنــــا الى الصفوف أم الى الأعمدة : وهو هنا ٧٤ .

متى نستخدم معامل ارتباط بيرسون ؟

يعتبر معامل ارتباط بيرسون أكثر المعاملات شيوعا وأدقها جميعا ، فهويتأثر بجميع القيم المعطاة ، كما أن له مقاييس دقيقة لحساب مدى ثباته ، كما أنه يدخل ضمن عمليات ومعاملات احصائية أخرى ، الا أنه يجب مراعاة أساسين هامين عند استخدامه .

١ سنبغي أن يكون التوزيع العام للمتغيرين اعتداليا ، ومن الطبيعي أن ينحرف التوزيع في كل منهما قليلا عن الاعتدالي نتيجة لصغر العينة أو للعوامل التي تؤثر عادة على

نتاثج البحوث ، الا أن انحراف التوزيع عن الاعتدالي ينبغي ألا يكون ذا دلالة احصائية على وجه العموم .

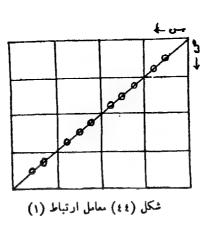
٢ — ينبغي أن تكون العلاقة بين المتغيرين مستقيمة ، ويقصد بذلك أذ، اذا حسبت المتوسطات الحسابية للأعمدة أو للصفوف فانها تميل لأن تقع على خطين مستقيمين أحدهما يربط بين متوسطات الصفوف والآخر بين متوسطات الأعمدة — أما اذا كان الحط الذي يربط بين متوسط يميل لأن يكون منحنيا فان الذي يستخدم في هذه الحالة هو معامل آخر يطلق عليه نسبة الارتباط « Correlation Ratio » التي سنشرحها فيما بعد .

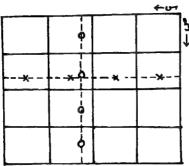
- ٤٢	_ To	- YA	- Y1	- 18	- Y	(t) (ب)
				13/		– ۳
		×		-0		- 7
			1×		•	- 1
		2	0			- 17
	•					- 10
	3-					- 14

شكل (٤٣) العلاقة المستقيمة

ويطلق على المستقيم الذي يربط بين متوسطات أحد المتغيرين بخط الانحــــدار «Regression line » فالمستقيم المتصل يربط بين متوسطات درجات اختبار (أ) والمنقط يربط بين متوسطات درجات اختبار (ب) ويلاحظ أن النقط التي تعبر عن المتوسطات لا تنحرف كثيرا عن المستقيمين . مما يدل على أن العلاقة هنا مستقيمة . أما الحالات التي يكون خط الانحدار فيها قوسا فسيأتي توضيحها فيما بعد .

ويلاحظ في شكل (٤٣) أن الزاوية بين المستقيمين صغيرة نوعا . ويمكننا أن نقول أنه كلما صغرت الزاوية بين مستقيمي الانحــــدار زاد معامل الارتباط بين المتغيرين ، بحيث اذا صغرت لحد انطباق المستقيمين كل على الآخر أصبح معامل الارتباط + ١ وكلما زادت الزاوية بينهما كلما قل معامل الارتباط بين المتغيرين حتى تصل الزاوية الى ٩٠ فيصبح معامل الارتباط صفرا .





شكل (ه ؛) معامل ارتباط (صغر)

الانحـــدار والتنبــــؤ :

ذكرنا أن المستقيم الذي يربط بين المتوسطات الحسابية لقيم أحد المتغيرين المقابلة لقيم المتغير الأخرى يطلق عليه خط الانحدار ، وكان أول من استخدم هذا الحط لأول مرة جولتن Galton في بحثه على وراثة طول القامة .

فقد وجد أن الأطفال الذين يأتون من آباء طوال القامة يميلون لأن يكونوا أقصر قامة من آبائهم ، والذين يأتون من آباء قصار القامة يميلون لأن يكونوا أطول قامة من آبائهم ، أي أن طول الأبناء يميل الى التراجع أو الانحدار نحو المتوسط العام ، وقد أطلق على هذه العلاقة اسم قاعدة الانحدار ، كما أطلق على الحط الذي يوضح هذه العلاقة اسم خط الانحدار .

وفي المثال السابق حاولنا بالنظر رسم مستقيمين يمران بأكبر عدد من نقــط المتوسطات ويكون أقرب ما يكون من النقط الأخرى . ولكن بيرسون قد أوجد طريقة

رياضية لرسم كل من هذين المستقيمين . ومن الواضح أن مثل مستقيم الانحدار يصلح أساسا للتنبؤ ، فاذا عرفنا قيمة أحد المتغيرين أمكن التنبؤ بالقيمة التي تكون أكثر احتمالا للمتغير الثاني .

ويمثل كل من مستقيمي الانحدار بمعادلة تشتمل على المتغيرين س ، ص ومعامل الارتباط ، فمعادلة ص على س أي المعادلة التي تتنبأ بقيم ص اذا عرفت قيمة س هي كالآتي :

$$\sigma^{-}_{w} = \chi \frac{\mathring{\beta}_{w}}{\mathring{\beta}_{w}} \times \sigma_{w}$$

imesأي أن انحراف القيمة المقدرة للمتغير ص= معامل الارتباط

الانحراف المعياري للمتغير (ص) × انحراف القيمة المعروفة للمتغير (س) الانحراف المعياري للمتغير (س)

ويطلق على مر<u>عُس</u> معامل الانحدار ع

ونلاحظ في هذه المعادلة أن كل من بر ، ع س ، ع _س تكون معلومة لدينـــا فاذا عرفنا ح س أمكن حساب ح س المقابلة لها .

ففي المثال السابق بجدول (٧٩) لمعرفة معادلة المستقيم الانحداري لاختبار (ب) على ت نجد أن الانحراف المعياري لاختبار ب = ٣,٧٢

والانحراف المعياري لاختبار أ = ٩,٤٥

فتكون معاد'ة المستقيم المطلوب هي

$$\neg \neg = \$7, \times \frac{7, \sqrt{7}}{9, \$0} \times \neg \neg$$

ج **۲۵**, =

⁽١) الخط الموضوع فوق حص معناه ان هذه القيمة تقديرية وهي اقرب ما تكون من القيمة المتوقمة .

ونظرا لأن هذه المعادلة موضوعة في صورة انحرافية أي أن عواملها هي انحرافات عن المتوسط فاننا نحتاج في استخدام هذه المعادلة لمعرفة الحساب للمتغيرين. فهو بالنسبة لاختبار أ = ٢٨,٤٢ ولاختبار ب= ١٢.٧٢.

فاذا عرفنا مثلا أن أحد الأشخاص كانت درجته في اختبار (أ) ٣٥ نستطيع أن نتنبأ بدرجته في اختبار (ب) على النحو الآتي :

٠٠درجته في اختبار ب = ١٣,٣٨ + ١,٦٥ = ١٥,٠٣

$$\lambda \int \int \frac{3u}{3u} \times \sigma_{u}$$

هي معادلة المستقيم الانحداري للمتغير س على ص

فاذا عرفنا قيمة من قيم المتغير ص أمكن تقدير القيمة المقابلة لها في المتغير (س) مع مراعاة أن هذه المعاداة أيضا انحرافية .

فاذا عرفنا أن شخصا أخذ في اختبار (ب) مثلا ١٦ درجة فانه يمكن التنبؤ بدرجته في اختبار (أ) كما يأتي :

۸,۳۳ =

أي أن درجته في اختبار (أ) حسب التقدير = ٢٧،٠٢ + ٢٠،٠٢ = ٣٥،٣٥

كيفيسة رسم مستقيم الانحسدار:

يحتاج رسم مستقيم الانحدار الى معرفة كل من معامل الارتباط بين المتغيرين والمتوسط الحسابي والانحراف المعياري لقيم كل منهما . فعن طريق معامل الارتباط والانحرافين

المعياريين يمكن تكوين معادلتي الانحدار . وقد وجدنا أن معادلة انحدار اختبار ب على اختبار أ في المثال السابق

$$\int_{3}^{2} x = \frac{3 \overline{y}}{3} \times x = \frac{3}{3}$$

وبما أن أي مستقيم يتحدد بنقطتين فيمكن تحديد نقطتين في المستقيم الانحداري عن طريقهما يرسم المستقيم ولنفرض أن النقطتين هما ح على الله المستقيم ولنفرض أن النقطتين هما ح على الله الله المستقيم ولنفرض أن النقطتين هما ح

$$\cdot$$
 ح $^-$ ب (عند النقطة ح $_1$ = 10 أو القيمة ٤٣,٤٢)

37,
$$\times \frac{7}{03.9} \times 01 = 0$$

فتكون قيمة ب المقابلة للنقطة (ح ١ = ١٥)

= 17,47 + 0,000 = 17,40 وتكون قيمة ب عند النقطة (ح أ = _ 0 1 أي القيمة = 17,40) = = 17,40 (= 17,40) = = 17,40 (= 17,40) = = 17,40

ومن هاتين النقطتين يمكن رسم مستقيم الانحدار لاختبار ب على أ

— ٤ Y	_ 40	- YA	- 11	- 18	- Y	
						_ r
				•		٦
<u> </u>					• 0	- 9
		•	0			- 17
-*	-					- 10
0						- 14
*	•					_ \0

جدول (٦٧) خط الانحدار

هذا ويمكن للطالب أن يحاول بنفسه رسم خط الانحدار الآخر الذي يمكن به التنبؤ بدرجات اختبار أ اذا عرفت درجات اختبار ب باختيار نقطتين وتوصيل خط الانحدار بينهما كما اتبع في خط الانحدار الأولى . ويمكن وضع معاداتي خطي الانحدار على صورة أخرى بالاستعاضة عن الانحراف بالقيم الأصلية مباشرة . فاذا أردنا استخراج قيمة ص بمعرفة قيمة س أمكن تطبيق المعادلة :

واذا أردنا استخراج قيمة س بمعرفة قيمة ص أمكن تطيق المعادلة

$$w = x^{\frac{3}{2}w} (\omega - \alpha_w) + \alpha_w$$

حيث م س ، م س المتوسطان الحسابيان لكل من المتغيرين (س ، ص) ويلاحظ أن المعادلتين تؤديان الى استنتاج هو أن :

مربع معامل الارتباط = ميل (١) مستقيم انحدار ص على س \times ميل مستقيم انحدار سعلى ص .

من هذا يتضح أن معادلة الانحدار هي معادلة تنبؤية لتوضيح العلاقة بين المتغيرين ، بحيث يمكن عن طريقها التنبؤ بقيمة لا تكون معروفة لدى الباحث ولا يفهم مطلقا أن القيمة المقدرة تقديرا تنبؤيا لا بد وأن تنطبق تماما على القيمة الحقيقية التي تنتج عن البحث الواقعي ، ولكن المقصود هو أنه لو أجرى البحث على حالات كثيرة العدد فان متوسط القيم يكون قريبا جدا من القيمة النظرية الناتجة من المعادلة الانحدارية ، ولهذا فان مستقيم الانحدار كغيره من العلاقات الاحصائية التنبؤية يوفر على الباحث كثيرا من الحطوات العملية التي تستنفذ في تطبيقها جهدا ووقتا – على أن هذا الاقتصاد في الجهد العملي لا يكون على حساب الدقة العلمية ، وخاصة وأن للاحصاء وسائله في التأكد من صلاحية النتائج الحسابية الاحصائية للاستنتاج والتفسير والاعتماد عليها للوصول الى الحقائسة العلمية .

⁽۱) ميل المستقيم هو ظل الزاوية التي تنحصر بينه وبين المحور، ومعادلة أي مستقيم يمر بنقطة الأصل حمس وعل ذلك فميل مستقيم انحدار ص على $\frac{3}{9}$ ص حر $\frac{3}{9}$ ص حر $\frac{3}{9}$ ص

الرابط الثنائي أو ذو الشعبتين Bi-Serial Correlation :

يستعمل هذا النوع من الترابط في الحالات التي يتعذر فيها تصنيف أحد المتغيرين الى فئات عدية محددة المدى بينما يتيسر ذلك للباحث فيما يتعلق بالتغير الآخر والحالات التي يستخدم فيها الترابط الثنائي هي التي يصنف فيها أحد المتغيرين في مجموعتين . وأمثلة هذه الحالات كثيرة في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية . فقد يكون البحث متعلقا بمدى العلاقة بين قدر الشخص في ناحية معينة واتصافه أو عدم اتصافه بسمة خاصة من سمات الشخصية . فاذا أردنا مثلا أن نوجد العلاقة بين الذكاء والتوافق الاجتماعي قد نستطيع أن نقيس الذكاء وتصنيف الأفراد تصنيفا دقيقا في فثات محددة بينما قد لا يتسى لنا ذلك في التوافق الاجتماعي ، فنكتفي بأن نصف الشخص بأنه متوافق اجتماعيا أو غير متوافق اجتماعياً . ومن الأمثلة الأخرى لهذا النوعمنالحالاتالتي يكون فيها أحد المتغيرين تحديدما اذاكان الشخص رياضيا أو غير رياضي ، من الجنس الأبيض أو مسن الزنوج ، كما هو الحال عند ما يهدف البحث الى علاقة ذلك بالاتجاهات العقلية للفرد نحو موضوع معين في البحوث الاجتماعية أو متعلم أو جاهل ، أو ذكر أو أنثى ، أو مقبول أو مرفوض في عمل . أو ناجح أو راسب في امتحان ما ، أو اجابة سؤال بنعم أو لا ، أو اعتناق الشخص لاتجاه معارض أو موافق نحو موضوع معين ... وهكذا . ففي كل هذه المجالات يتعين على الباحث أن يحدد لكل فرد في العينة التي يشملها البحث قيمة محددة أو درجة معينة ، اما لعدم توفر المقاييس الدقيقة التي تعينه على ذلك ، واما لهدف تسهيل البحث فيكتفي بتصنيف المجموعة الى طائفتين متخذا لنفسه أساسا ضمنيا هو المعدل أو المتوسط « Norm » ، فيفضل من يقل عــن هذا المعدل في مجموعة واحدة عن الذين يزيدون عن المعدل في مجموعة أخرى .

مشال: اذا أراد باحث أن يوجد العلاقة بين نمط الشخصية « Personality Type » للفرد وبين درجاته في اختبار مناسب للذكاء فانه غالبا ما يكون من الصعب أن يضع هذه الأنماط في سلسلة منتظمة متساوية (١) الوحدات بحيث يحدد لكل فرد من أفراد العينة درجة خاصة ، بينما يكون من السهل عليه هذا التقسيم المحدد المفصل فيما يتعلق

⁽١) بالرغم من أن هناك مقاييس كثيرة في الوقت الحاضر لتحديد درجة اتصاف الفرد بميزات نمط خاص من انماط الشخصية الا أن هذه المقاييس لم تصل بعد لدرجة كافية من الدقة والثبات . ويفضل كثير من الباحثين تصنيف الأشخاص في محموعتين ، وأكثر هذه الأنماط شيوعاً هي : النوع الانطوائي والانبساطي .

بالذكاء وكثيرا ما يقسم الباحث شخصيات أفراد العينة الى نمطين : انبساطيون وانطوائيون . وواضح أن المتغير الثاني بالرغم من أنه مقسم فقط الى مجموعتين الا أنه متغير متصل Continuous ، أي أن هناك درجات محتملة لا تنقطع لهذا التغير ، ويمكننا أن نتصور اتصال هذا التغير اذا افترضنا امكان تحديد أعلى درجة من الانبساط والانطواء في الشخصية وتمثيل هاتين المرحلتين بطرفي مستقيم يمكن أن تمثل شخصية كل فرد منهم بنقطة عليه .

	معتـــدل		
×	X		×
ے جد	انبساطي	بجدا	انطو ائی

وعلى ذلك فاستخدام طريقة معامل الارتباط الثنائي ينبغيأن يكون مؤسسا على فرضين أساسيين :

 ۱ ــ أن يكون كل من المتغيرين متصلا ، ولكن أحدهما قد صنف لسبب ما الى مجموعتين فقط .

٢ – أن كلا منهما موزع في المجموعة الأصلية Population توزيعا اعتداليا .

حساب معامل الارتباط الثنائي:

لنفرض أن الباحث في المثال السابق قد حصل على النتيجة الآتية :

المجموع	-14.	-17.	-11.	-1	-4.	A•	-4.	الذكاء
								الشخصية
14.	٥	۱۷	١٥	79	**	44	10	انطوائي
٩.	٣	١.	٨	٦	44	10	١٦	انبساطي
44.	٨	**	٣٢	۳۰	٥٩	۳۷	۳۱	المجموع

جدول (٦٨) العلاقة بين تمط الشخصية والذكاء

فالأساس الذي يقوم عليه معامل الارتباط الثنائي هو المقارنة بين متوسط نسب ذكاء المجموعتين واحدا دل ذلك المجموعتين واحدا دل ذلك

على انعدام الارتباط بين المتغيرين . وكلما زاد أو قل متوسط الانطوائيين عن متوسط الانبساطيين كلما دل ذلك على علاقة قوية بين الانطواء والذكاء والعكس بالعكس . ولهذا فان العنصر الأساسي في هذا المعامل هو الفرق بين المتوسطين . فاذا رمزنا للمجموعة الأولى وهي مجموعة الانطوائيين بالرمز (أ) والمجموعة الأخرى بالرمز (ب) فان خطوات العمل تنحصر فيما يأتي :

أولا ــ أوجد متوسط قيم المجموعتين ، أي م ، ، م ب ثانيا ــ أوجد الانحراف المعياري للمجموعة الكلية ، أي ع .

وَقد حسبت في الجدولين الآتيين هذه المقادير الثلاثة .

(ب)	المجموعة	المجموعة (أ)						
ك ح-	_c	التكرار (ك)	ك ح-	ح-	التكرار (ك)	الفئات (ف)		
٣٢	۲	١٦	٤٥	٣	10	- Y•		
١٥	١ –	١٥	٤٤ _	۲ —	14	– ۸۰		
_		44	YY —	_	**	- 4.		
٦	١	٦		١	79	- ۱・・		
17	۲	۸	١٥	١	10	- 110		
۳۰	٣	١.	4.5	۲	17	- 17.		
١٢	٤	٣	10	٣	٥	- 14.		
78			7.5					
٤٧_	}	9.	117-		١٣٠	المجموع		
۱۷			•Y_					

جلول (٦٩) متوسط نسب ذكاء المجموعتين

$$1 \cdot 1 = \frac{1 \cdot x}{1 \cdot x} - 1 \cdot 0 = 1 \cdot 1$$

$$17, A = \frac{1 \cdot \times 1V}{1} + 10 = 0, r$$

ك ح-٢	ك ح-	ح-	싄	فئات الذكاء
774	17 -	٣	٣١	- Y•
١٤٨	٧٤ —	۲	٣٧	- A·
۰۹	04 -	١	٥٩	- 4.
	-	_	40	- 1
۳۳ ا	44	١	74	- 11.
۱۰۸	٥٤	٧	77	- 14.
77	45	٣	٨	- 14.
774	1.1		44.	المجموع
	~ FYY			
	140 -			

جدول (٧٠) الانحراف المياري السجموعة الكلية

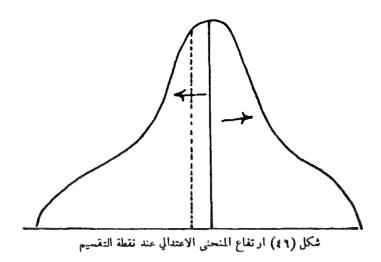
$$3 = \cdot \cdot \cdot \sqrt{\frac{4 \times r}{\cdot 44} - \left(\frac{47}{\cdot 44}\right)^{7}} = r \vee r \cdot r \cdot r$$

ثالثا _ أوجد نسبة عدد أفراد المجموعتين الى أفراد المجموعة الكلية (المجموعتين معا) ولنرمز لهما بالرمزين أب .

ففي هذا المثال
$$\hat{1} = \frac{17^4}{77^4} = 90,$$

$$\cdot, \xi 1 = \frac{q_{\cdot}}{\gamma \gamma_{\cdot}} = \cdot \xi_{\cdot},$$

رابعا ــ ارجع الى جدول المنحى الاعتدالي (٤٩) ، لمعرفة ارتفاع المنحنى الاعتدالي عن نقطة انفصال المجموعتين ، أي نبحث في هذا المثال عن ارتفاع عندما تكون المساحة الكبرى ٥٩، والمساحة الصغرى ٤١، وهو يساوي ٣٩.



ولنرمز للارتفاع الذي نحصل عليه من الجدول عند نقطة التقسيم بالرمز «ص» . خامسا ــ عوض في القانون الآتي لتحصل على معامل الارتباط الثنائي

معامل الارتباط الثنائي =
$$\frac{1 - \gamma - \gamma}{3}$$
 × معامل الارتباط الثنائي

واذا كانت قيمة م م م م ب سالبة الاشارة دلذلك على أن الارتباط عكسي على أنه اذا كان في هذا المثال متوسط نسبة ذكاء المنبسطين أكبر من متوسط نسبة ذكاء الانطوائيين دل ذلك على أن هناك علاقة عكسية بين الذكاء وانطواء الشخصية أو أن هناك علاقة طردية بين الذكاء وانبساط الشخصية .

فمعامل الارتباط الثنائي في المثال السابق يمكن ايجاده من البيانات الآتمة:

و هو معامل ارتباط بالرغم من أنه موجب الا أنه ضعيف وهذا أمر طبيعي لما ينتِظر للعلاقة بين النواحي الانفعالية والقدرات العقلية بوجه عام .

هذا وقد تمكن دنلاب (۱) من تعديل القانون السابق لايجاد معامل الارتباط الثنائي الى الصورة الآتية $\frac{1}{2}$ \times $\frac{1}{2}$

على اعتبار أن م هي متوسط قيم المجموعة الكلية .

التعديل الأخير يزيد من سهولة حساب المعامل نظرا لاقتصار حسابه على المجموعة (أ) والمجموعة الكلية ، وبذلك يتخلص الباحث من حساب معاملات المجموعة ب ، وبذلك يمكن حساب كل من م ، ، ، ، في جدول واحد كما يلي :

المجموعة (أ) المجموعة الكلية

كاح	كح	التكرار	ك ع	ح	التكرار	الفئات
			!		٠.	ف
779	۹۳—	۳۱	10	٣	10	_V•
184	V£	**	£ £	Y	44	-۸۰
٥٩	-۹-	٥٩	YV _	1-	YV	-1.
	_	40		_	44	-1
74	74	74	10	١ ١	10	-11.
1.4	٤٥	44	48	۲	17	-14.
VY	71	٨	10	٣	٥	-14.
	-1.1		78			
7/4	-777	44.	117-		14.	المجموع
	-170] .	۰۲_	1		

جدول (٧١) حساب معامل الارتباط الثنائي

والحديد في الصورة الثانية هو م (متوسط قيم المجموعة كلها)

وهو يساوي ۱۰۵
$$-\frac{170}{770} \times 1 = 19,77$$
 وهو يساوي ۱۰۵ $-\frac{100}{770} \times \frac{100}{770} \times \frac{100}{770} \times \frac{100}{770} \times \frac{100}{770}$ يكون معامل الارتباط الثنائي بناء على ذلك $-\frac{100}{100} \times \frac{100}{100} \times \frac{100}{100} \times \frac{100}{100}$

وهي نفس النتيجة التي حصلنا عليها بالصورة الأولى لهذا المعامل .

ومعامل الارتباط الثنائي يرمز له عادة بالرمز الله المرتباط الثنائي يرمز له عادة بالرمز العربي .

معسامل التسوافق:

يختلف معامل التوافق عن معامل الارتباط السابقة في أن كلا من المتغيرين في المعامل الأول يصنف الى عدد من الأنواع المتميزة ، دون التقيد مطلقا بشرط اتصال التوزيع فيهما ، أي أن الأصل في استخدام هذا المعامل الحالات التي يختلف أو كلاهما اختلافا نوعيا ــ ولكن ليس معنى ذلك أنه لا يصلح في الحالات التي يختلف فيهما المتغيران اختلافا كيا متصلا .

واليك مثالا للحالات التي يستخدم فيها المعامل .

تدل الملاحظات الورائية (١) على أن هناك اتجاها يؤدي الى التشابه بين لون عين الأم أو الأب ولون عين الطفل ، فلايجاد مدى هذه العلاقة بين هذين المتغيرين جمع باحث عددا من الحالات ولاحظ فيها لون عين كل أم ولون عين ابنها وحصل من هذه الملاحظات على مسايأتي :

يلاحظ أن لون العين متغير منفصل Discrete Variable أي أن التصنيف هنا نوعي.

المجموع	أخضر	أزرق	عسلي	أسود	عين الأم عين الأب
٥٤	١.	17	١٣	10	أسود
٤٦	١.	14	18	١٠	عسلي
70	١٣	٧.	۱۷	10	عسلي أزرق
78	77	١٦	١٤	١٢	أخضر
770	00	٦.	٥٨	٥٢	المجموع

جدول (٧٢) العلاقة بين لون عين الأم ولون عين الابن

و يمكننا أن ندرك من مجرد ملاحظة القيم في هذا الجدول أن لون عين الأم ولون عين الابن يرتبطان ارتباطا موجبا . فاذا نظرنا الى الصف الأول وهو يمثل الحالات التي يكون لون عين الابن فيها أسودا وجدنا أن أكبر تكرار في هذا الصف هو تكرار الحليسة الأولى (١٥) . وهي الحلية التي يكون فيها لون عين الأب كذلك أسودا . وأكبر تكرار في الصف الثاني هو الذي يكون لون عين كل من الأب والابن عسليا ، وفي الصف الثالث والرابع نلاحظ أيضا نفس الملاحظة .

وهذه الملاحظة هامة من مبدأ الأمر ، لأن معامل التوافق لا يعطي اشارة الارتباط فهو لا يدل عما اذا كان الارتباط سالبا أم موجبا ، ولكن هذا يعرف من شكل توزيع التكر ارات في الجدول التوافقي وطريقة حساب معامل التوافق تنحصر في الحطوات التالية :

لكل خلية من خلايا الجدول أوجد مربع تكرار الخلية مقسوما على حاصل ضرب التكرار الكلي للعامود التابعة له التكرار الكلي للعامود التابعة له التكرار الحدى خلايا الجدول

عامو د أ		بالرمز (أ) وللصف التابعة له بالرمز (ب)
خلية أ ب	صف ب	كان الرمز الدال على الحلية (أ ب)

وتنحصر هذه العملية في ايجادك المناه ونظرا لأنهذا سيتبع في جميع الحلايا ثم

تجمع النواتج فان حاصل الجمع يمكن أن نرمز له بالرمز $=\frac{2 \cdot 1 \cdot 1}{2 \cdot 1 \cdot 1}$ أي حاصل جمع خوارج قسمة مربع تكرار كل خلية على حاصل ضرب تكرار الصف التابعة له في تكرار العامود التابعة له .

وبتطبيق هذه العملية في المثال السابق نحصل على :

الصف الأول
$$\frac{(11)^{7}}{70 \times 10} + \frac{(17)^{7}}{10 \times 10} + \frac{(17)^{$$

٧ ـ اذا رمزنا لحاصل الجمع السابق بالرمز مح فان معامل التوافق يمكن حسابه

$$\overline{\frac{1-2}{2}} \sqrt{\frac{1-1}{2}} = \sqrt{\frac{1-1}{2}}$$

وقد رمزنا هنا لمعامل التوافق بالرمز (ق) ويرمز له عادة بالرمز (C) هذا ويمكن تسهيل الحساب قليلا بالتعديل الآتي :

$$11,87 \times \cdot, \cdot Y = \left(\frac{(1)}{10} + \frac{(1)}{10} + \frac{(1)}{10$$

$$14, \cdot 7 \times \cdot \cdot Y = \left(\frac{Y(17)}{00} + \frac{Y(17)}{7} + \frac{Y(17)}{7} + \frac{Y(17)}{00} + \frac{Y(10)}{7} + \frac{Y(10)}{10} + \frac{Y(10)}{7} + \frac{Y(10)}{10} + \frac{Y(10)}{7} + \frac{Y$$

ومن المفيد أن تعرف ما اذا كان معامل التوافق يمكن مقارنته بمعامل الارتباط . الواقع أن معامل التوافق به عيب أساسي هام ، وهو أنه يتأثر كثيرا بعدد الأقسام في كل من المتغير بن أي أنه يعطي نتائج مختلفة اذا قسمت البيانات في المتغير الى ستة أقسام بدلا من أربعة ، ولذلك فان قيمته ينبغي أن ينظر اليها على أساس عدد الأقسام التي قسم اليها كل متغير . وهناك حد أقصى لقيمة معامل التوافق تبعا لأقسام الجدول .

ويعطينا « Kendall Yule » القيم القصوي لمعامل التوافق في حالات عدد الخانات المبينة فيما يلي :

اذا كان عدد أقسام كل متغير ٢ فان معامل التوافق لا يزيد عن ٧٠٧. اذا كان عدد أقسام كل متغير ٣ فان معامل التوافق لا يزيد عن ٨٦٦. اذا كان عدد أقسام كل متغير ٤ فان معامل التوافق لا يزيد عن ٨٦٦. اذا كان عدد أقسام كل متغير ٥ فان معامل التوافق لا يزيد عن ٨٩٤. اذا كان عدد أقسام كل متغير ٦ فان معامل التوافق لا يزيد عن ٩١٣. اذا كان عدد أقسام كل متغير ٧ فان معامل التوافق لا يزيد عن ٩١٣. اذا كان عدد أقسام كل متغير ٧ فان معامل التوافق لا يزيد عن ٩٢٦. اذا كان عدد أقسام كل متغير ٨ فان معامل التوافق لا يزيد عن ٩٣٩. اذا كان عدد أقسام كل متغير ٨ فان معامل التوافق لا يزيد عن ٩٣٩. اذا كان عدد أقسام كل متغير ٨ فان معامل التوافق لا يزيد عن ٩٤٩.

(1)

Yule G.U. and Kandell, M.G. An Introduction to the theory of Statistics.

ونظرا لأن المعامل في حالات التقسيم الضيق يكون بعيدا في حده الأقصى عن الواحد الصحيح فان هذا المعامل يكون في حاجة الى تصحيح في هذه الحالات ، حتى يمكن مقارنته بالمعاملات الأخرى . وقد اقترح « .Pearson, K » تصحيحا في حالات التقسيمات التي تقل عن أربع فئات تكل متغير ، ولكن اذا طبق نفس هذا التصحيح فيما اذا زاد عدد التقسيمات عن ذلك .

ولكن « Garret, H. » يقترح اقتراحا لهذا التصحيح أسهل كثيرا من تصحيح « Garret, H. فهو يرى أن يقسم كل معامل نحصل عليه من الحساب على الحد الأقصى المبين عاليه لنفس عدد الأقسام ، وبذلك نحصل على معامل يصل الى الواحد الصحيح اذا كانت القيمة الناتجة معادلة للحد الأقصى المتوقع . ففي المثال السابق كان عدد أقسام كل متغير المعامل هو ١٨٨٠، وكان معامل التوافق الناتج من الجدول .٠٠٣٩، فتصحيح هذا المعامل يصبح :

وبذلك تسهل مقارنة معامل التوافق بمعامل الارتباط ، وقد يقترب المعاملان بعضهما من بعض كثيرا في بعض الحالات ، بحيث لا يحتاج معامل التوافق الى تعديل وأهم هذه الحالات هي :

- ١ عندما يكون التقسيم مفصلا أي أن يقسم كل متغير الى خمسة أقسام أو أكثر .
 - ٢ عندما تكون العينة كبيرة العدد نسييا .
 - ٣ عندما يكون التقسيم طبيعيا لا تصنع فيه ولا ضغط .
- عندما یکون من المعقول أن نفتر ض أن کلا من المتغیرین موزع في الطبیعة
 توزیعا اعتدالیا .

طريقة أخرى لحساب معامل التوافق:

هناك طريقة أخرى لحساب معامـــل التوافق تقتضي حساب قيمة معامل كا^٢ وسنشرح هذه الطريقة في الباب القادم عند شرح طريقة لحساب معامل كا^٢.

Pearson K. On the measurement of the influences of Broad Categories — (1) Biometrika, 9 (1913).

معسامل فاي Phi Coeficient .

يعتبر هذا المعامل حالة خاصة من الحالات التي تستخدم فيها معامل التوافق. فهو لا يستخدم الا في الحالات التي يقسم فيها كل من المتغيرين الى قسمين متميزين (نوعين مختلفين) ومن أمثلتها الصفات وعكسها مثل الجنسين مذكر ومؤنث عي وميت ، ملون وغير ملون ، استجابة وعدم استجابة ، شفاء وعدم شفاء ... الخ . فاذا أراد باحث معرفة أثر دواء خاص في شفاء نوع من الأمراض مثلا فيمكنه أن يختار عينة من المرضى بالمرض الذي هو مجال البحث ، ثم يقسم هذه العينة الى قسمين : قسم يعالج بالدواء الحاص وقسم لا يعطى أي نوع من العلاج ، ثم يبحث بعد مدة أثر هذا اللواء في شفاء المرض ، فيحصر عدد الذين شفوا باستعمال اللواء . ويقارن بعدد من شفوا بغير استعمال اللواء ، ويقارن بعدد من شفوا بغير استعمال اللواء ، ويقارن بعدد من

النسبــة	المجموع	لم يعالجوا بالدواء	عولجـــوا بالدواء	العلاج النتيجة
•,£٣ •, e ٧	10.	140	110	شفوا من المرض لم يشفوامن المرض
1,••	40.	۲۱۰	18.	المجموع
	١,٠٠	٠,٦٠	٠,٤٠	النسبة

جدول (۷۳) جدول تكراري لحساب معامل فاي

يلاحظ من هذا الجدول أن أغلب الذين عولجوا بالدواء قد شفوا من المرض ، فقد شفي ١١٥ من ١٤٠ مريضا بهذا الدواء ، بينما لم يشف أغلب الذين لم يعالجوا بالدواء ، فلم تشف غير ٣٥ فقط من ٢١٠ دون تعاطي الدواء . مما يدل على أن للدواء أثر يذكر في شفاء المرض .

ويرمز لهذا المعامل بالرمز كرولا مانع من أن نتخذ نفس الحرف رمزا لهذا المعامل هنا. ولكي يسهل حساب معامل فاي في مثل هذا الجلول نحول هذه التكرارات الى نسب من المجموع الكلي ، أي بأن نجعل المجموع الكلي ١,٠٠ كما يلي ، كما نرمز لكل خلية بالجدول بالرموز المبينة :

المجموع	لم يعالجـــوا بالدواء	عولجوا بالدواء	النتيجة
۰,٤٣ (۵)	۰٫۱۰ (ب)	(أ) ٠,٣٣	شفوا من المرض
۰,۵۷ (ی)	۰۵, ۰ (د)	(*) ۰.۰۷	لم يشفوا من المرض
١,	۰,٦٠ (ی)	· , į · (A)	النسبــة

جدول (٧٤) تحويل الجدول التكراري إلى نسبة تكرارية .

وتحسب نسبة كل خلية بقسمة تكرارها على المجموع الكلي لعدد الحالات ، فالنسبة 100 من ٢٥ ، ١٠٥ ، ٢٥ من ٣٥٠ ، ١٠٠ من ٣٥٠ ، ١٠٠ من ٣٥٠ ، ١٥٠ من ٣٥٠ من ٣٠٠ من ٣٥٠ من ٣٥٠ من ٣٥٠ من ٣٠٠ من ٣

والقانون الذي يحسب به معامل Ø هو كالآتي :

وهو يساوي في هذا المثال :

$$\sqrt{\frac{(77, \cdot)(\cdot, \cdot, \cdot) - (\cdot, \cdot, \cdot)(\vee, \cdot)}{(73, \cdot)(\vee, \cdot)}} \\
= \frac{\Gamma I, \cdot}{37, \cdot} \\
= \forall \Gamma, \cdot$$

خاتمة في معامسل الارتباط:

درسنا في هذا الباب عددا من معاملات الارتباط ، ولكل من هذه المعاملات حالات

خاصة فيفضل فيه دون غيره . وأهم هذه المعاملات وأكثرها شيوعا هو معامل ارتباط بيرسون بصوره المختلفة ، فمعامل ارتباط الرتب لسيبرمان يستخدم عادة اذا كالحصول على الرتب المختلفة لأفراد العينة أكثر دقة من اعطاء كل فرد قيمة خاصة . ففي كثير من الأحيان يكون من الصعب امتلاك الأفراد لهذه الصفة وميزة معامل ارتباط سيبرمان سهولة حسابه ، الا أن مما يزيد صعوبة حسابه تكرار الترتيب وكبر عدد أفراد العينة ، أما معامل ارتباط بيرسون فبالرغم من أنه يحتاج الى عمليات حسابية كثيرة الا أن الآلات الحاسبة تسهل ذلك كثيرا ، ولذا فان هذا هو المعامل الذي يعتمد عليه أغلب الباحثين في بحوثهم ، والصورة المشتملة على الجدول التكراري المزدوج تستخدم بنوع الباحثين في محوثهم ، والصورة المشتملة على الجدول التكراري المزدوج تستخدم بنوع خاص في حالات العينات الكبيرة ومن المهم أن يتأكد الباحث من استيفاء الشروط اللازمة لاستخدامه قبل الالتجاء اليه . وأهمها أن تكون العلاقة مستقيمة أما اذا كانت العلاقة منحنية استعيض عنه بنسبة الارتباط .

وفي الحالات التي لا يتسنى فيها تقسيم أحد العاملين الى أكثر من فئتين بينما يمكن تقسيم العامل الآخر تقسيما متصلا متدرجا ، فان المعامل الذي يصلح في هذه الحالة هو المعامل الثنائي ، أما اذا كان هذا هو الحال مع المتغيرين استخدم حينئذ معامل الارتباط الثنائي والرباعي ينبغي أن الرباعي . ويجب ألا ننسى أن استخدام كل من معامل الارتباط الثنائي والرباعي ينبغي أن يكون مؤسسا على أن كلا من المتغيرين يتغير تغيرا مستمرا Continuous وان الاقتصار على فئتين فقط لا يغير من هذا الأساس وانما قصد بهذا الاجراء التغلب على صعوبة الحصول على تقسيم أكثر دقة وتفصيلا ، بحيث اذا اشتمل البحث على أنواع متميزة منفصل بعضها عن بعض أصبح على الباحث أن يتجنب استخدام هذين المعاملين ، واستخدم بدلهما معامل التوافق في حالة امكان التقسيم الى أكثر من فئتين ، أو معامل فاي حالة تقسيم كل من المتغيرين الى فئتين منفصلتين .

أما معامل الارتباط المتعدد والجزئي فهما يستخدمان بنوع خاص في حالة حرص الباحث على أن يعمل حسابا لأكثر من متغيرين ، ويفيد الباحث كثيرا معرفة معادلـــة الانحدار المتعدد ليقف على مدى أهمية العوامل المختلفة في التأثير في ظاهرة أو صفــة خاصة . والفائدة الأساسية من معامل الارتباط الجزئي هي استبعاد أثر عوامــل خاصة والابقاء على عوامل أخرى في احدى الظواهر أو الصفات حين يتعذر على الباحث أن يقوم بهذا الاستبعاد تجريبيا . وتثبيت هذا العامل أو هذه العوامل في العينة المختارة . مما لايتسع له هذا الحال .

واذا استخدم الباحث احدى هذه الطرق فيجب أن يستخدم نفس الطريقة اذا كان يهدف المقارنة . فليس من الصواب أن نحسب معامل الارتباط بين أ ، ب معامل ارتباط الرتب ثم تحسب معامل التوافق بين ب ، ح ثم تقارن بين هذين المعاملين بعد ذلك لنقرر ما اذا كانت العلاقة بين أ ، ب أكبر أو أصغر قدرا من العلاقة بين ب ، ح بل يجب توحيد الطريقة في حالات المقارنة .

وفي تفسير معامل الارتباط ينبغي أن يكون الباحث حريصا : فمجرد وجود الترابط لا يدل على أن أحد العاملين سبب العامل الآخر أو نتيجة له ، فالعلاقة السببية كما ذكرنا في الباب الأول لا يمكن الوصول اليها عن طريق الاحصاء فقط ، بل يحتاج علاوة على ذلك ادراكا لطبيعة هذين العاملين مما لا يتيسر للاحصاء الوصول اليه .

وينبغي ألا يغيب عن بالنا أن قيمة معامل الارتباط متعلقة لدرجة كبيرة بالعينة التي يحسب على أساسها فلا يصح أن نقول أن معامل الارتباط بين الميل الاجرامي والذكاء هو ... فليس هناك معامل ارتباط مطلق بل ان المعامل نسى دائما ومرتبط بصفات العينة .

ولكي نوضح اختلاف قيمة معامل الارتباط باختلاف العينة نفرض أنه أجى اختباران على ٦ أشخاص ، أ ، ب ، ح ، د ، ه ، و – وكانت درجاتهم فيهما كالآتي :

(ب)	اختبار	ر (أ)	اختبا	
۲.		٠٠		†
40		40		ب
٨		٨		>
٧.		۰۵		د
10		10		A
۲.		۰۰		و

ولنفرض أننا أخذنا عينة من ثلاثة أفراد فقط من هذه المجموعة وكان هؤلاء الأفراد هم أ ، د ، و ـــ ودرجاتهم في الاختبارين هما :

اختبار (ب)	اختبار (أ)	
۲.	٥٠	Ī
٧.	٥٠	د
۲.	۰۰	و

فاذا حسبنا معامل الارتباط بالانحر افات أو القيم الخام بين درجات الاختبارين في هذه العينة وجدنا أن معامل الارتباط = صفر بينما لو اختر نا ب ج ، ه ، و درجاتهم كالآتي:

اختبار (ب)	اختبار (أ)	
Y 0	Yo	ب
٨	٨	>
10	\0	

لكان معامل الارتباط = ١

وعلى وجه العموم فانه كلما كانت القيم في العينة مختلفة اختلافا متسعا كلما كانت قيمة معامل الارتباط أكثر ارتفاعا ، بينما كلما كانت العينة متقاربة في الصفتين المطلوب ايجاد العلاقة بينهما كلما صغرت قيمة معامل الارتباط ، ويمكن توضيح هذا من الجلول الارتباطى الآتي الذي يبين العلاقة بين أطوال ١٠٠ طالب من طلبة الجامعة وأوزائهم .

					i			الطول
المجموع	-14.	-170	-14.	-170	-17.	-/00	-100	_
								الوزن
Υ							۲	0.
11				۲	۲	٤	۴	00
17		١	١	٦		۲	۲	<u> </u>
۱۷		١	۲	٥	٤	٣	۲	-70
١٢	\	١	0	۲	Y	١		V•
١٣	١		٥	٤	۲		١	_ Vo
14	١	Ę	٤	٣	١			A•
10	•	٣	•	۲				— Ao
١	٨	١.	۱۲	7 5	١٦	١.	١.	المجموع

جِدُولُ (٧٥) أثر العينة المختارة في معامل الارتباط بين الطول والوزن

من ملاحظة تكرار خلايا الجدول يتضح أن معامل الارتباط بين الطول والوزن موجب مرتفع. ولنفرض أن الجدول اقتصر على التكرارات المحصورة في أحد المربعين الموضحين داخل الجدول. أي أننا قصرنا الحساب على عينة مختارة Selected ومتجانسة تجانسا كبيرا « Too Homogeneous » أي اخترنا ٣٣ طالبا (المربع العلوي) أطوالهم من ١٥٥ كجم الى أقل من ١٧٠ كجم . أو ٢٨ طالبا (المربع السفلي) أطوالهم محصورة بين ١٦٥ سم وأقل من ١٨٠ سم وأوزانهم بين طالبا (المربع السفلي) أطوالهم محصورة بين ١٦٥ سم وأقل من ١٨٠ سم وأوزانهم بين طالبا (المربع الله أقل من ١٨٠ كجم فان معامل الارتباط بين الوزن والطول في احدى هاتين العينتين يكاد يكون صفرا .

من هذا يتضح أن الباحث ينبغي أن يكون حريصا في اختيار العينة التي يحسب على أساسها معامل الارتباط حتى لا تكون عينة مختارة ومتجانسة تجانسا كبيرا ، كما ينبغي أن يقرن قيمة معامل الارتباط الذي ينتج في بحثه بذكر العينة التي أجرى عليها البحث .

أسئلة على الباب الخامس استبيانات للشخصية .

العصبية	الشعور	الانطواء	الخضوع	التوافــــــق الاجتماعي	رقسم
	الشعور بالنقص		والسيطرة	الاجتماعي	الطالب
١٤	77	11	10	٨	١
١.	49	١٦	**	٩	Y
14	٧,	١.	14	1.4	٣
4	18	١٢	٣٢	11	٤
14	14	\0	40	17	٥
18	40	17	17	17	٦
4	٧٠	١٠	٦	,10	٧
17	41	11	۱۸	19	٨
14	Yo	١٣	4	11	٩
10	44	17	70	14	1.
14	40	10	٧٠	18	11
111	71	18	44	١٢	14
-17	44	١٠		٧٠	14
14	70	14	17	١٣	18
111	77	11	14	10	10
14	44	١٥	47	18	17
12	79	14	13	1.4	17
12	7 2	14	40	41.	1/
10	70	1 1 1	٣٠	١٢	19
17	YA	10	77	11	٧٠
١٨	4.4	17	70	18	71
11	70	10	17	١٣	77
11	71	1 14	1 ^	11	74

1	17	**	14	70	1.	72
	18	77	18	44	17	70
	11	١٨	١٥	44	14	77
	٨	17	17	70	11	44
	17	44	۱۷	19	18	٨٨
	4	10	1.	17	14	79
١	10	YA	10	77	18	۳۰
	11	10	11	10	11	71
	17	1.4	14	40	14	44
1	17	٧.	10	٧٠	1.4	44
1	١٥	44	17	44	١٥	4.5
1	14	77	10	۳.	18	40
1	10	41	11	71	19	777
l	11	40	١.	18	41	**
1	١٠	19	٨	14	17	۳۸
	١٥	40	١٥	74	17	44
١	١٥	۳.	40	٣٥	18	٤٠
	11	٧.	١٠	70	۱۷	٤١
	14	77	۱۲	44	11	27
	11	٧٠	10	۳۷	17	٤٣
	۱۳	44	۱۸	٤٢	١٥	11
	18	77	۱۳	۲0	۱۲	٤٥
	18	40	11	47	١٤	٤٦
	4	71	14	44	71	٤٧
	4	۱۸	18	17	11	٤٨
	17	11	10	44	۱۳	٤٩ '
	١٠	٧١	11	14	11	٥٠
		L	L	l	L	1

جدوله (٧٦) درجات خمسين طالباً في خمس استبياذات للشخصية

۱ - احسب معامل ارتباط الرتب بين درجات عشرين طالبا (۱ - ۲۰) في الاستبيانين .

$$(1) \cdot (1) - (1)$$

۲ باستخدام معامل ارتباط بیرسون أوجد مدی العلاقة بین درجات عشر طلبة
 ۱) فی الاستبیانین .

$$f(k) = (m) \cdot (k)$$

(استخدم الدرجات الأصلية « الحام » كما هي ، دون الاستعانة بتخطيط الانتشار) .

٣ ــ حول الدرجات في المسألة السابقة الى انحرافات عن المتوسط الحسابي واحسب معاملات الارتباط من هذه الانحرافات ، وحقق النتائج الثلاثة التي حصلت عليها في المسألة السابقة بهذه الطريقة .

٤ – استخدم تخطيط الانتشار والجدول التكراري المزدوج في حساب معامل الارتباط بين درجات كل استبيان ودرجات غيره من الاستبيانات ، وضع النتائج التي تحصل عليها في مصفوفة ارتباطية على الصورة الآتية :

(0)	(£)	(4)	(Y)	(1)	
210	الر ٤١	سر <i>۱</i> ۳	412		(1)
2.70	بز ۲۶	44 2	-	145	(Y)
مريه	۳.۳۶		۳۲ ک	247	(٣)
230	_	455	بر ۱ ۲	185	(٤)
	203	405	207	105	(0)

الجدول الآتي يبين العلاقة بين الاتجاه لعدد من الأشخاص نحو التعصب الديني ودرجاتهم في استبيان لقياس مدى التدين والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي Bi Serial

المجموع	_ 40	_ 4.	40	- 7 ·	- 10	- 1•	0	صفر ــ	الاست _ا يان الاتجاه
٧٣		10		١٠	٥	٤		۲	موافق
VV	١.	!	٤					١٥	معارض
10.	40	۱٥	17	١.	١٥	79	14	17	المجموع

جدول (٧٧) العلاقة بين الاتجاه نحوالتمصب الديني و درجات استبيان مدى التدين

تسم درجات استبیان التوافق الاجتماعي (۱) في الأسئلة السابقة الى قسمین : أقل من ۱۰ ، ۱۰ فأكثر . و درجات تباین الشعور بالنقص (٤) الى ست فئات : ۱۲ ، اقل من ۱۰ ، ۲۰ – ۲۰ ، ۲۰ – ۲۰ ، ۲۰ – ۲۰ و استنتج من هذا الجدول معامل الارتباط الثنائي بین درجات هذین الاستبیانین .

٧ ـــ الجدول الآتي يبين العلاقة بين جنسية الفرد ونوع الموسيقى التي يفضلها .

نوع الموسيقي المفضلة جنسية الشخص انجليزي فرنسي ألماني ايطسالي أسباني المجموع انجليزي ٣٢ ٤٧ 17 ۳. Va فرنسی ۱۰ ٤١ 27 77 ٤٠ ألماني 37 11.7 77 74 17 ايطالي 2 2 77 2 2 ۲. 17 أسبانى 77 24 ۳. ٥٣ ٨ المجموع م 174 1 . . . 7.7 724 APY

جدول (٧٨) العلاقة بين الجنسية والنوع المفضل في الموسيقى

احسب معامل التوافق (ق C) بين هذين المتغيرين .

onverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)

الباب السادس

العينات ومقاييس الدلالة

العينسات واختيسارها:

من أهم المشاكل التي يصادفها الباحث مشكلة اختيار العينة التي يجري عليها البحث. لأنه يتوقف على هذه العينة كل قياس أو نتيجة يخرج بها ، فالاختبار العقلي قد يوصف بأنه صعب أو متوسط أو سهل حسب العينة التي يطبق عليها ، والمتوسط الحسابي لأي صفة نفسية أو اجتماعية يتغير بتغير المقياس الذي يستخدم في هذا القياس ، كما يتغير تغيرا كبيرا تبعا للعينة التي يختارها الباحث في قياس هذه الصفة . ومعامل الارتباط بين أي متغير بن كذلك - يتوقف على درجة انسجام أو اختلاف العينة التي يحسب فيها هذا المعامل .

ويضطر الباحث لاجراء بحثه على عينة محدودة العدد لا على المجتمع الأصلي بأكمله ، لأن اجراء البحوث على المجتمع الأصلي بأكمله يكلف الباحث قدرا كبيرا جدا من الوقت والجهد والمال . ويكفي أن نتصور مقدار الوقت والجهد الذي يبذل عندما تنظم الحكومة القيام باحصاء عام كل عشر سنوات ، مع أن الاحصاء لا يشتمل الا على عملية عد بسيط وحصر للأفراد الموجودين . فان كان البحث يشتمل على اختبار وتحقيق حالات اجتماعية وبحث حالات فردية Study كانت الصعوبة التي يصادفها الباحث في تطبيق بحثه على المجتمع بأكمله مضاعفاً / ولا سيما وأن الاحصاء قد بلغ من التقدم الآن مرحلة يستطيع الباحث أن يستنتج من العينة الصغيرة المحدودة ما يود استنتاجه عن المجتمع الأصلي يستطيع الباحث أن يستنتج من العينة الصغيرة المحدودة ما يود استنتاجه عن المجتمع الأصلي الاختيار دون التقيد بنظام أو وسيلة علمية خاصة بل هناك شروط خاصة ينبغي توافرها في العينة حتى نستعيض بها عن المجتمع الأصلي الكبير . ومن أهم شروط العينة الشرطان الآتيان :

ا ــ أن تكون العينة ممثلة Representative للمجتمع الأصلي . فاذا كان المجتمع الأصلي مثلا مكونا من صندوق من البلي : الأزرق والأصفر والأحمر وأردنا أن نأخذ

عينة من هذا الصندوق فكلما اشتملت العينة على جميع الألوان المكونة لهذا الصندوق · كانت العينة صالحة لتمثيل المجتمع .

٢ – أن تكون لوحدات المجتمع الأصلي فرصا متساوية Equal Chances في الاختيار . وكثيرا ما يقع الباحث في خطأ عدم استيفاء هذا الشرط في العينة التي يختارها دون قصد منه ، فاذا كان البحث يتعلق باجراء استبيان على مجموعة خاصة ، كان من السهل عليه أن يختار الأشخاص القريبين منه أو المحتكين به ، وفي هذا قصر الاختيار على مجموعة دون غيرها ، وعدم اعطاء جميع أفراد المجتمع فرصا متساوية في الاختيار .

وغالبا ما يكتفي الباحث بالشرط الثاني ، لأن فيه عادة ضمان لاستيفاء الشرط الأول فاذا ضمنا تساوي فرص الاختيار لجميع الأفراد حصلنا عادة على عينة ممثلة للمجتمع الأصلي ، ويمكن للطالب أن يجري بنفسه التجربة الآتية :

ضع ٢٠٠ قطعة من قطع الورق الصغيرة في صندوق وقسمها الى خمسة أقسام أي ٤٠٠ قطعة في كل قسم ، واكتب الرقم (١) على قطع القسم الأول ، (٢) على قطع القسم الثاني ، (٣) على قطع القالث ، (٤) على قطع القسم الخامس .

ثم اخلط هذه القطع جميعها خلطا جيدا في الصندوق. ثم اختر عينات كل منها من خمس ورقات مع ملاحظة الأرقام المكتوبة على أوراق العينة وارجاعها للصندوق في كل مرة . وكرر ذلك حوالي عشرين مرة أو أكثر تلاحظ أن خمس عدد الأوراق في العينات تقريبا مكتوب عليها الرقم (١) . وخمسها أيضا مكتوب عليه الرقم (٢) و ... وهكذا مما يوضح أن العينة المختارة هي في نفس الوقت ممثلة للمجتمع الأصلي ، لأنها تتكون من نفس الصفات بنفس السيب .

والطرق الشائعة لاختيار العينات يمكن حصرها فيما يأتي :

العينة العشوائية Random Sample :

يقصد بالعينة العشوائية تلك العينة التي لا تتقيد بنظام خاص أو ترتيب معين مقصود في الاختيار . وبذلك نضمن لجميع أفراد العينة فرصا متساوية . وفي هذه الحالة توصف العينة بأنها غير متحيزة Unbiassed . والطريقة العادية التي يميل اليها العامة دائما وهي كتابة أسماء أو أرقام العينة في أوراق صغيرة وتطبيقها وخلطها تماما ثم اختيار العسدد

ويطلق كثير من الباحثين الاجتماعيين على هذا النوع من العينة اسم الاختيار المباشر من الملف « Direct File Sampling » ويقتضي هذا الاختيار الاطلاع على الملف المجتوي على أفراد المجتمع الأصلي (ان كان من المتيسر ذلك) ، ثم اجراء الاختيار من الأفراد المدونة في هذا الملف مباشرة .

وبالرغم من السهولة الظاهرة في هذه الطريقة الا أن كثيرا من الباحثين يقعون في أخطاء عند تطبيقها . ففي احدى الاستفتاءات التي أجريت في الولايات المتحدة الخاصة بانتخاب رياسة الجمهورية قبل اجرائه ، اختيرت العينة من بين أسماء الأشخاص المدونة أسماؤهم في كراسة أرقام التليفون بطريقة عشوائية الا أن الواقع أن حصر الاختيار من بين أسماء الأشخاص المدونين في هذه الكراسة يحد من اختيار العينة ، لأنه من الطبيعي أن الأشخاص الذين اختيرت منهم العينة هم فئة خاصة من المجتمع الأصلي وليس المجتمع الأصلي كله . وهم عادة فئة أحسن حالا وأرقى من حيث المستوى الاقتصادي الاجتماعي من الذين لم تدرج أسماؤهم ، وبهسذا وقسع الاستفتاء في خطأ غير مقصود ، وهو عدم اعطاء فرص متساوية لأفراد المجتمع الأصلي ، باهمال عدد منهم وحرمانهم من حقهم في الاختيار في العينة .

ويعلق نيو كومب Newcomb (١) على احتمال وقوع الباحث في خطأ تطبيق العينة العشوائية دون قصد منه حين يقول :

Newcomb. T, Social Psycholegy. (1)

و اذا كان على الباحث أن يقابل تبعا للعينة العشوائية أشخاصاً لا يميل لمنظرهم ، أو أن يفضل أن يتعرض لأقسام خاصة من المدينة أو حتى اذا تجنب الحروج من منزله في يوم مطير ، فانه يكون من السهل عليه أن يملأ بياناته دون أن يتعرض لما يكرهه » .

وللتقليل من العامل الشخصي بقدر الامكان تلجأ الهيئات الى الوسائل الآلية في اختيار العينة ، كما يحدث مثلا في سحب أرقام اليانصيب أو في استخدام زهر اللعب والأرقام التي يقع عليها لتحديد الاختيار . وقد ذكرنا سابقا عند الكلام على المنحنى الاعتدالي كيف تتحددهذه الأرقام بعامل الصدفة .

: Stratified Sample العينة الطبقية

العينة الطبقية هي تلك العينة التي يتم اختيارها على مرحلتين :

- ١ ــ مرحلة تحليل المجتمع الأصلي .
- ٢ 🗕 مرحلة الاختيار العشوائي في حدود صفات المجتمع الأصلي .

فالباحث في هذه الطريقة يبدأ بدراسة المجتمع الأصلي ، فيعرف الأوصاف المختلفة المشتمل عليها ، والنسب التي تتمثل بها كل صفة في هذا المجتمع ، وبعد هذه الدراسة يتبع نظاما عشوائيا متقيدا بنتائج تحليله في الخطوة الأولى . ولنفرض أن باحثا أراد أن يبحث المستوى الاقتصادي الاجتماعي لطلبة كلية من الكليات وأراد اختيار عينة من طلبة الكلية متبعا هذه الطريقة ، فان عليه أن يدرس طلبة الكلية من نواحي كثيرة أهمها : --

- (أ) نسبة عدد طلبة الأقسام المختلفة والسنوات المختلفة .
 - (ب) نسبة الطلبة الى الطالبات.
 - (ج) نسبة الأديان المختلفة .
 - (د) صناعة الوالد أو ولي الأمر .
 - (a) منطقة السكن .
 - (و) مستوى تعلم الوالدين . . .
 - الخ .

وهكذا فان على الباحث أن يعمل حسابا لعوامل كثيرة حتى يجعل العبنة التي يختارها

ممثلة تمثيلا تاما بقدر الامكان للمجتمع الأصلي . فيحافظ على النسب المختلفة والأنواع المتباينة في العينة الني يختارها . فالعينة الطبقية لا يمكن وصفها بأنها عينة عشوائية أو عينة مقيدة ، ذلك لأنها تجمع بين الناحيتين فهي مقيدة بأوصاف المجتمع الأصلي وعشوائية في حدود هذه الأوصاف .

ويطبق هذا النوع في البحوث الاجتماعية تحت أسماء وصور مختلفة أكثر شيوعـــــا Quota Sampling, Area Sampling

وفي النوع الأخير تحدد المساحات أو الأقسام التي تقسم اليها المنطقة أو المدينة الواحدة، ولذا فمما يسهل هذا النوع من الاختيار أن يكون لديه خريطة للمنطقة أو القسم أو المساحة المراد تمثيلها في العينة ، ثم تختار المناطق التي تمثل في العينة اما بطريقة عشو اثية أو بشروط خاصة يضعها المجرب . ففي حالة استفتاءات الرأي العام مثلا يتعين على المجرب بعد وضع تصميم خطة العينة أن يتصل بجميع أفراد المنطقة التي يختارها أو بعدد ما يختاره منها بطريقة ما . ومن عيوب هذه الطريقة أن بعض الأشخاص المراد استطلاع رأيهم ينتقلون من مكان لآخر أثناء تطبيق الاستفتاء ، أو أن بعض المختارين في العينة قد لا يميلون للتعاون مع الباحث فيضطر الباحث الى الاستعاضة عنهم بغيرهم . وسيأتي تفصيل هذه الطريقة فيما بعد .

وواضح أن هذه الطريقة تستغرق جهدا في تحليل المجتمع ، كما تحتاج الى حرص لا يقل عما تتطلبه الأولى ، فليس من السهل على الباحث أن يجعل العينة ممثلة تمثيلا تامــــا للمجتمع .

: Controlled Sample العينة المقيدة

العينات التي سبق وصفها عينات تؤخذ من مجتمع كبير وتبذل جهود المجرب لكي يصل الى عينة تقوم مقام المجتمع الأصلي بوجه عام ، الا أن بعض البحوث يتطلب عينات مقيدة محددة بأوصاف خاصة ، وبذلك تكون عملية الاختيار من المجتمع الأصلي عملية مشترطة بشروط تحدد الأفراد الذين تشتمل عليهم العينة المطلوبة . فاذا أراد الباحث أن يجري بحثه على طلبة الكلية الممتازين علميا فقد يحدد هذا الامتياز العلمي بأنه يشتمل على مرتبة جيد جدا على الأقل في النتيجة النهائية لمواد العام الذي يجري فيه البحث ، وعلى ذلك فان الخطوة الأولى في اختيار أفراد العينة تنحصر في تحديد الأفراد في المجموعة الأصلية (طلبة وطالبات الكلية جميعا) الذين ينطبق عليهم هذا الشرط ، أي الحائز بن على درجة

جيدا جد على الأقل ، وفي هذه الحالة قد يكون عدد هؤلاء الطلبة قليلا لدرجة أن العينة تستنفذهم جميعا وبذلك لا تكون المشكلة اختيار عينة من بين أفراد المجتمع ، بل مشكلة الحصول على عدد كاف من الأفراد لغرض البحث . وكلما كثرت الشروط اللازمة في العينسة صعب الحصول عليها بطبيعة الحال وقسل عدد الأفراد الذين يتم الاختيار من بينهم ، أما اذا كان المجتمع الأصلي مشتملا على عدد كبير من الأفراد المستوفين لحميع الشروط اللازمة في العينة ، فان من اللازم بعد عملية الحصر الأولى اجراء عملية اختيار اما عن طريق عشوائي باضافة شرط جديد يحدد من عدد الأفراد اللائقين للعينة . .. ففي المثال السابق له اذا كان عدد الحائزين على تقدير و جيد جدا وفي مواد العام الدراسي أكثر من العدد المطلوب قد يميل الباحث الى زيادة التحديد فيقتصر بحثه على الطلبة دون الطالبات ، أو على طلبة وطالبات السنتين النهائيتين فقط ، أي أن اختيار العينة في هذا النوع يتم أيضا على خطوتين ، تشتمل الحطوة الأولى على حصر الأفراد المستوفين للشروط الموت في المجتمع والمرحلة الثانية على اختيار العينة المطاوبة من هؤلاء الأفراد . وعلى هذا فمن المكن اعتبار هذا النوع من العينة ضمن نوع العينة الطبقية السابقة .

أما تحديد أي نوع من أنواع العينة التي سبق وصفها هو الصالح للباحث فهذا يتوقف على طبيعة البحث وهدفه ، وقد يجد الباحث نفسه مضطرا الى استخدام عينة من نوع خليط من الأنواع جميعها .

نبات المقاييس الاحصائية:

اذا كان من المتعذر على الباحث أن يشتمل بحثه على جميع أفراد المجتمع الأصلي وأنه يتعين عليه ازاء هذه الصعوبة أن يتضمن بحثه عينة محدودة العدد فقط فان من المهم أن نتساءل عن مدى دقة وثبات النتائج التي يحصل عليها من بحثه على العينة المحدودة . بمعنى لو حدث وكرر الباحث نفس البحث وقد يغير في هذا الاجراء المتكرر أفراد العينة فما هو مدى التغير في المعاملات والمقاييس التي يجدها في كل مرة ؟ وهل هذا التغير كبير لدرجة تجعلنا نشك في أن العينات المختلفة في مرات البحث المتكررة قد جاءت من مجتمع أصلي واحد ؟ أو أن هناك فرقا جوهريا بين نتائج هذه التجارب المتكررة لدرجة تجعلنا نشك في الاعتماد على أيها على أنها تقدير ناجح Estimation للمعاملات والنتائج التي يحصل عليها الباحث لو أمكنه (جدلا) اجراء البحث على جميع أفراد العينة الأصلية .

ويميل الاحصائيون الى التفريق بين أسماء ورموز المعاملات المختلفة في العينة ومسا

يقابلها في المجتمع الأصلي. فبينما يسمون معاملات المجتمع الأصلي Population Parameters يسمون معاملات العينة كلا يمكن مطلقا التنبؤ بالمعاملات والنتائج الحقيقية من معرفة المعاملات والنتائج التي يحصل الباحث عليها من العينة مهما أحكم اختيارها بدقة تامة . ولكن الباحث يستطيع أن يضع حدودا للقيمة المتوقعة في المجتمع الأصلي ، ويقرن هذه الحدود بنسبة احصائية ، هي نسبة الثبات أو التأكد ، وقد سبق أن ذكرنا ذلك في الباب الأول عند الكلام عن فوائد الاحصاء في البحوث العلمية . والباب الحالي هو المتعلق بمعاملات ثبات احصائيات العينة ومدى الاعتماد عليها .

ويخطىء كثير من الباحثين والمجربين باهمال حساب معامل الثبات للنتائج التي يحصلون عليها ، متخذين النتائج التي يحصلون عليها في بحوشهم المحددة بعينة مخصوصة وظروف محددة على أنها النتائج التي كانوا يحصلون عليها عند اشتمال البحث على جميع أفراد المجتمع وتحت ظروف طبيعية للغاية ، فاذا وجد باحث معامل ارتباط ٢٠٠٠ بين متغيرين فهل هذا المعامل يقطع بوجود علاقة طردية بين المتغيرين ؟ حينئذ تتحول المشكلة الى مشكلة ثبات هذا المعامل التجربي الذي نتج من البحث . وعلى الباحث أن يسأل نفسه دائما عن مدى الثقة التي يضعها في نتائجه التي يحصل عليها ، ومدى التغير المتوقع في هذه النتائج لو كرر البحث وزاد اتساعا .

ثبـــات المتوسط الحسابي :

ولنبدأ بالوسيلة الاحصائية لحساب ثبات معامل من أهم المعاملات المستخدمة في البحوث النفسية وهو المتوسط الحسابي . ولنفرض أن الباحث كان يهدف الى حساب متوسط أعمار المتقدمين للامتحان بالجامعات المصرية وقد أخذ عينة ممثلة بأية طريقة من الطرق العلمية السابق ذكرها وحسب المتوسط الحسابي لأعمار هذه العينة فكان ٢٠ سنة ، فمن الطبيعي أن هذا المتوسط قد ينطبق أو لا ينطبق على المتوسط الحقيقي للأعمار (المتوسط الحقيقي الأصمار (المتوسط الحقيقي الأصمار المتوسط المقدر من الحقيقي من العينات). الا أنه من المرجع اذا كانت العينة صحيحة ألا يبعد هذا المتوسط عن المتوسط الحقيقي كثيرا ، بل ان متوسطات العينات تتذبذب حول هذا المتوسط الحقيقي ، ومن الثابت احصائيا أن التوزيع لمتوسطات هذه العينات يكون قريبا المتوسط الحقيقي ، ومن الثابت احصائيا أن التوزيع لمتوسطات هذه العينات يكون قريبا قربا كافيا من التوزيع من التوزيع من التوزيع من التوزيع من قيم

الأفراد المكونة للمجتمع الأصلي . كما أن الانحراف المعياري لهذه المتوسطات يكون.عادة أقل من الانحراف المعيّاري للقيم الأصلية (ويطلق على الانحراف المعياري للعينات اسما آخر هو « الخطأ المعياري Standard Error ويرمز بالرمز خ م .P.E) ومن الواضع أن تشتت متوسط الِقيم في العينة يتوقف على عاملين هامين :

١ _ الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي ، ذلك لأنه كلما كان الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي صغميراً تقماريت قيمة بعضها من بعض ، وكلما تقاريت تبعا لذلك قيم العينات المختارة . بينما اذا كبر الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي زاد اتساع تباين القيم الأصلية وزاد احتمال تشتت متوسطات العينات المأخوذة .

٧ _ عدد أفراد العينة فاذا كان عدد العينة صغيرا في كل مرة كلما توقعنا تشتتا كبيرًا في قيم متوسطات العينات ، وكلما اشتملت العينة على عدد أكبر من الافسراد كان تشتت متوسطات العينات صغيرا ، بحيث اذا وصلنا بحجم العينة الى منتهى الصغرأو الكبر وصلنا بتشتت المتوسطات الى حده الأكبر أو الأصغر . فاذا وصل حجم العينة درجة من الصغر حتى وصلت الى فرد واحد كان الانحراف المعياري للمتوسطأت هو نفس الانحراف المعياري لأفراد المجتمع الأصلي ، واذا بلغ حجم العينة درجة من الكبر حيى استغرق المجموعة كلها في عينة وأحدة أصبح هناك متوسط واحد ، ومن ثم أصبح الانحراف المعياري صفرا ، حيث لا يوجد تشتّت بالمرة . وفيما يلي توضيح لتطور الانحراف المعياري للمتوسط الحسابي للعينة بالرسم (١) :



(١) هذا التوضيح منقوليين: . Guildford, J. P. Fundamental Statistics in Psychology and Education

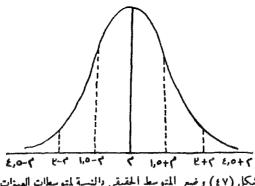
ومعنى ذلك أن الانحراف المعياري لمتوسطات العينات يتناسب طرديا مع الانحراف المعياري الحقيقي للقيم الأصلية وعكسيا مع عدد حالات كل عينة (لا عدد العينات المأخوذة من المجتمع الأصلي) .

حيث ع م = الانحراف المعياري للمتوسطات

حيث ع = الانحراف المعياري للقيم الأصلية .

فمثلاً في الرسم التوضيحي السابق اذا كان عدد أفراد العينة ٢٥ يكون الانحراف المعياري للمتوسطات = \(\frac{1}{70} \)

ولنعد ثانيا للبحث الذي يهدف الى معرفة متوسط أعمار المتقدمين للالتحاق بالجامعات. فقد ذكرنا أن الباحث اختار عينة محدودة من هؤلاء الطلبة وكان متوسط أعمار أفراد هذه العينة ٢٠ عاما فمن المعقول أنه لو كرر نا هذا البحث على عينات أخرى لما ابتعد متوسط الأعمار عن ذلك كثيرا ، وأنه لو كرر البحث عددا من المرات فان المتوسط الحقيقي لا بد وأن ينحصر بين القيم التي نتجت من العينات المختلفة ، وطبيعي أن الباحث لا يكون عارفا بقيمة هذا المتوسط الحقيقي كما لا يكون عارفا بموضعه بالنسبة لتوزيع هذه المتوسطات ، وبما أن هذه القيم في العينات المختلفة تكون موزعة توزيعا اعتداليا كما ذكرنا فان هذا التوزيع ينطبق عليه نفس الخواص الذي ذكرت في الباب السابق ، كما تنطبق عليه نفس النسب الموضحة في جدول (٤٩) أي أن القيم المحصورة بين السابق ، كما تنطبق عليه نفس النسب الموضحة في جدول (٤٩) أي أن القيم المحصورة بين مستحدث في ٨٦٪ من الحالات تقريبا ، فاذا كان الانحراف المعياري المتوسطات ه.١ سنة فان هناك احتمال ٢٠٨، أن المتوسط الحقيقي سيبعد عن المتوسط الحقيقي يقع خارج هاتين القيمتين كما يتضح من الرسم الآتي :



شكل (٤٧) وضع المتوسط الحقيقي بالنسبة لمتوسطات العينات

كما أنه في ٩٥٪ من الحالات تنحصر قيم المتوسط بين م ــ ٣ ــ ، م + ٣ وفي ٩٩٪ من الحالات تنحصر بين م ــ ٤٫٥ ، م + ٥٫٤ تقريبا .

وعلى هذا الأساس يستطيع الباحث أن يتنبأ بالحدين اللذين يقع بينهما المتوسط الحقيقي ، فالعمر ٢٠ سنة لا شك هو احدى القيم المحتملة لمتوسط أعمار المجتمع الأصليُّ ، ولكن من المحتمل أن يكون المتوسط قيمة أخرى تختلف عن ذلك ، ومدى بعد أو قرب القيم الأخرى عن المتوسط التجريبي وهو ٢٠ سنة يتوقف على مدى الثقة التي يود الباحث أن يلتزمها ، فاذا قبل الباحث أن يتسامح في نسبة خطأ قدرها هـ إ في الفرصّ المحتملة لجميع القيم التي يأخذها المتوسط الحقيقي فانَّ المدى الذي يحسدده، للمتوسط بناء على ما تقدم يَكُون بين ٢٠ ـــ ١,٩٦٦ ع م ، ٢٠ + ١,٩٦٦ ع م ، واذا قبل أن يتسامح في ١٪ في الفرص فان المدى يحدده يكون ٢٠ – ٢٠٥٨ ع م ، ٢٠ + ٢٠٨٨ ع م ، وهكذا فانه كلما قبل الباحث نسبة أقل من الحطأ في الفرص المحتملة الحدوث حسدد مسدى أكثر اتساعا مؤسسا علىما يحصل عليه في البحث التجربني المحدود بالعينة وظروف البحث.

وتبعا لهذا فان حكم الباحث على نتائجه لا يكون ما اذا كانت النتائج ثابتة يعتمد عليها أو غير ثابتة ، ولكنه يحدد عادة المدى الذي تتغير فيه النتائج التي يحصل عليها ونسبة الحطأ المحتمل في تحديد هذا المدى.

ثبات الوسيط:

يتوقف حساب ثبات الوسيط على الحطأ المعياري للقيمة الذي يحصل عليه الباحث في بحثه ويقدر الخطأ للوسيط بمقدار بم من الخطأ المعياري للمتوسط الحساني (تقريبا)

مثال : اذا حسب الوسيط لدرجات ١٠٠ طفل أعمارهم ١٠ سنوات في اختبار المحصول اللغوي فكان ٢٥ وكان الانحراف المعياري للدرجات ٢٠٥ ، فالى أي حد يمكن اعتبار قيمة هذا الوسيط ثابتة ، أي الى أي حد يمكن أن نعتبر هذه الدرجة ممثلة لدرجات الأطفال في هذا السن عموما ؟

للاجابة على ذلك تحسب الحطأ المعياري للوسيط فهو يساوي

= ۲۱،۰

وفي حالة المنحنى الاعتدالي 90, من الحالات تقع بين -1,97 خطأ معياريا ، +1,97 خطأ معياريا . أي أننا نستطيع أن نقول بدرجة 90, من التأكد أن الوسيط الحقيقي يقع بين الوسيط التجريبي +1,97 وبدرجة 91, +1,97 وبدرجة 91, +1,97 تأكد من أن الوسيط الحقيقي يقع بين الوسيط التجريبي +1,97 +1,97 و بين +1,97 و المراجع و المراجع

ونسبتا تأكد ٩٠,٥،، ٩٩,٠ هما النسهان المتخذتان عادة في البحوث التجريبية ، وعلى أساس أي نسبة من هذين عادة يرسم الباحث لنفسه الحدين اللذين تقع بينهما المعاملات في المجموعة الأصلية بناء على المعاملات التجريبية في البحث الذي يقوم به .

ثبات الانحراف المعياري:

لمعرفة درجة ثبات الانحراف المعياري نستخدم الخطأ المعياري لهذا الانحراف وهو :

$$\frac{\varepsilon}{\overline{v}} = \varepsilon$$

ولتطبيق ذلك في المثال السابق نجد أن الخطأ المعياري للانحراف المعياري

$$=\frac{\bullet, \gamma}{\vee \cdot \cdot \vee}$$

فالانحراف المعياري الحقيقي للمجتمع الأصلي ينحصر بين ٢٠٥ -- ١،٩٦ × ١،٩٠٠. ٥.٢ + ١.٩٦ × ١.٩٠ أي بين ٢,١٥ ، ٢,١٥ بنسبة تأكد قدرها ٩٥.٥ وبين ٢،٠٤، ٢

السبة:

كثير من نتائج البحوث توضع على صورة نسبة خاصة بدلا من متوسط أو مقياس للتشتت . فنقول مثلا أن نسبة الناجحين في اختبار ما ٨٦٪ ، أو أن الموافقين على موضوع معين هم بيّ العينة ويكون من المهم في هذه الحالات معرفة مدى ثبات هذه النسبة ، أي مقدار تغيرها اذا تكرر البحث على عينات أخرى كل منها تستوفي فيه شروط العينسة الصالحية .

والفرض الذي يفترضه الباحث بناء على ذلك هو أن النسبة التي يحصل عليها مسن البحث عينة من العينات الكثيرة التي تمثل النسبة الحقيقية ، وأنه اذا أمكنه حساب الانحراف المعياري لتشتت هذه النسبة أمكن أن يصل الى حدين يفرض وقوع النسبة الحقيقية بينهما ، واضعا نسبة خاصة من نسب التأكد لهذا الافتراض والانحراف المعياري الذي يستخدمه الاحصائي في ذلك هو الانحراف المعياري للنسبة الحقيقية لا النسبة التجريبية التي تنتج من البحث وهي تساوي .



حيث أهي النسبة الحقيقية .

- ، ب هي باقي طرح هذة النسبة من الواحد الصحيح.
- ، ن هي عدد الحالات التي بحثت ونتجت منها النسبة الحقيقية .

وبالرغم من أن النسبة الحقيقية لا تكون معلومة لدى الباحث الا أنه لا يكون بعيدا عن الصواب اذا افترض أن النسبة التي حصل عليها من البحث قريبة قربا كافيا مسن النسبة الحقيقية المجهولة . والأثر الذي يحدثه هذا الافتراض صغير دائما لأن قيمة الانحراف المعياري في القانون لا تتوقف كثيرا على قيمة أ (النسبة) بقدر ما يتوقف على ن (عدد الحالات) ، لأن الله يتغير كثيرا عند ما تأخذ (أ) أية قيمة بين ٢٠٨٠، ٢٠٠٠.

وتكرر نفس القيم للمقدار $\sqrt{1 + 1}$ اذا كانت قيم أ = ٠,٠٠ أو ٠,٠٠ أو ٠,٠٠ أو ٠,٠٠ أو بينما يحدث تغير أكبر اذا أخذت أ القيمة ٠,٠٠ أو ٠,١٠ أو قيمة قريبة منهما، — ومن الطبيعي أنه اذا كانت النسبة صغيرة جدا أو كبيرة جدا كان هناك احتمال أكبر من قرب النسبة في المجتمع .

والذي يساعد أيضا على صحة هذا الافتراض أن عينة النسب في العينات تكون موزعة توزيعا قريبا قربا كافيا من الاعتدالي اذا كانت(ن)كبيرة وكانت النسبة محصورة بين مربع، ٠٠,٠٠٠

واليك مثلا لتطبيق هذه القاعدة . ولنفرض أنه عمل استفتاء للطلبة عن نظام الدراسة الحالي بالجامعات ، فأخذت عينة من ١٠٠ طالب واتضح أن ١٠٠٠ من المجموعة قسد وافقت على النظام وأن ٤٠٠٠ منها قد عارضته فما مدى ثبات هذه النسبة ؟ أو ما مدى تغير هذه النسبة لو كرر الاستفتاء على عينات أخرى من نفس الطلبة ؟

للوصول الى ذلك نحسب الحطأ المعياري لهذه النسبة وهو يساوي :

أي أن النسبة الحقيقية تنحصر بين $0.7^{\bullet} - 0.97 \times 0.00$ ، $0.7^{\bullet} + 0.97 \times 0.00$ هر، بنسبة تأكد 0.9^{\bullet} ، أي بين 0.9^{\bullet} ، 0.00 ، عند هذه النسبة و بين 0.90 عند هذه النسبة مرووه 0.90 عند هذه النسبة عند نسبة تأكد 0.90 ، 0.00 ، 0.00 ، 0.00

أما اذا كانت النسبة على هيئة نسبة مئوية فان الخطأ المعياري لها يكون :

فادا كانت المشكلة هي نفس المشكلة السانقة وأن نسنة الموافقين هي ٦٠٪ -والمعارضين ٤٠٪ فان الحطأ المعياري لهذه النسبة يكون

ويمكن وضع هذا الحطأ المعياري على صورة أخرى كالآتي :

وهو يساوي في هذا المثال .
$$\sqrt{\frac{1-1\cdot 1}{i}}$$

ثبات معامل الارتباط:

يكون معامل الارتباط الناتج في البحث كغيره من باقي المعاملات الأخرى عرضة كذلك لأخطاء العينات والقياس والصدف وغير ذلك من العوامل المؤثرة في العينات. ويهم الباحث دائما أن يقف على الحدود التي يقع بينها المعامل الحقيقي المقابل للمعامل الذي أنتجه البحث ، والطريقة لا تختلف عما أجرى في المعاملات الأخرى فهي تتوقف على معرفة الانحراف المعياري لمعامل الارتباط وهو يساوي .

فادا أجري بحث على ٥٠ شخصا وكان معامل الارتباط بين متغيرين في هذا البحث ٤ · كان الابحراف المعياري .

$$=\frac{1-\gamma l...}{\sqrt{\rho_3}}=\gamma l...$$

اختلافا كبيرا عن المعامل التجريبي مما يجعل معامل الارتباط ٠,٤ — المستخرج من عينة قدرها ٥٠ ضعيف الثبات .

ويختلف معامل الارتباط عن المعاملات السابقة في أن توزيعه ليس دائما توزيعا اعتداليا أو حتى متماثلا ، فالتوزيع لا يكون كذلك الا في حالات معامل الارتباط الضعيف وحيث تكون العينة كبيرة نسبيا ، أما اذا كان معامل الارتباط كبيرا حوالي ٠,٨٠ أو أكثر فان توزيع معامل الارتباط يكون ملتويا . ولذلك فان حساب الانحراف المعياري لمعامل الارتباط يكون قليل الفائدة . ولذا فقد لجأ Fisher (۱) الى طريقة لتعديل معامل الارتباط الى معامل آخر رمز له بالرمز Z ومن خواص هذا المعامل أنه موزع توزيعا اعتداليا . وليس من الضروري استخدام هذا التعديل الافي حالات معاملات الارتباط العالية . فالفرق بسيط بين المعاملين في حالات المعاملات الصغيرة .

وبالمثل فان الخطأ المعياري لنسبة الارتباط n يطابق الخطأ المعياري لمعامل الارتباط فهو يساوي $\frac{n}{\sqrt{v-1}}$

الخطأ المعياري لمعامل ارتباط الرتب :

وفي حالة معامل ارتباط الرتب فان الخطأ المعياري يتغير قليلا عن الوضع السابق فيصبح $\frac{1 - \sqrt{V}}{V}$

ولنفرض أننا حصلنا على معامل ارتباط رتب قدره ٠,٠ بمقارنة رتب ١٧ حالة في متغيرين فان الخطأ المعياري لهذا المعامل يعادل :

$$\cdot,17 = \frac{(\cdot,\xi - 1)),\xi}{1-17\sqrt{}}$$

ومعنى هذا أن معامل ارتباط الرتب الحقيقي ينحصر بين ٧, – ١,٩٦×١،٩٠ و ٧،٠ + ١,٩٦ × ١،٩٠ بنسبة تأكد ٩٠،٠ أي بين ٤٥, ، ٥٥, ، وأما في حالة نسبة تأكد ٩٥,٠ خان المعامل يحتمل أن يصل إلى ٧٠, + ٢,٥٨ × ١٨, ومعنى هذا

Fisher, R. A., Statistical Methods for Research Workers. (1)

أن هده النسبة تعطي معاملا للارتباط يحتمل وصوله الى قيمة تعادل أو تزيد قليلا عن الواحد الصحيح وهذا غير معقول.

ثبات معامل الارتباط الثنائي:

يختلف الحطأ المعياري لمعامل الارتباط الثنائي عن الصورة السابقة فهو يعادل :

حيث أ = نسبة الحالات في المجموعة العليا .

- . ب = نسبة الحالات في المجموعة السفلي .
 - . ر = معامل الارتباط الثنائي .
 - ، ن = عدد الحالات.

ولنخر المعامل الذي حصلنا عليه في المشال نجمد أن معامل الارتباط الثنائي الذي حصلنا عليه هو ١٦٦٠

$$YY = 0$$
, $Y = 0$, $Y = 0$

وكانت ص عند نقطة التقسيم = ٣٩.٠

وبناء على ذلك فان الحطأ المحتمل لهذا المعامل :

$$\frac{\rho_0, \times \rho_0}{\rho_{\gamma, \gamma}} = \frac{\rho_0, \times \rho_0}{\rho_{\gamma, \gamma}} = \rho_0,$$

ومعنى هذا أنه عند نسبة تأكد ٩٥، ينحصر المعامل الثنائي الحقيقي بين ١٩٦٠ – ١,٩٦ × ١,٩٦ × ١,٩٦ وعند نسبة تأكد ٩٩، ينحصر المعامل بين ١,٩٦ × ٢٠٥٠ مند النسبة النسبة الثانية . ١٠٥٠ مند النسبة الثانية .

دلالة الفروق والفرض الصفري :

ان دلالة الفروق أهم بكثير من الناحية التجريبية العملية من البحث عن مدى ثبات المقاييس الفردية . ذلك لأن أغلب البحوث التجريبية تهدف الى المقارنة والمقاييس النسبية أكثر مما تهدف الى مجرد القياس أو القيم المطلقة وحتى في حالات القياس العادية يلجأ الباحث الى مقارنة نتائجه — سواء كانت هذه المقارنة صريحة — أو ضمنية بمعيار خاص تم ليقف على مدى قرب القيمة التي حصل عليها من قياسه أو تقديره من المعيار المألوف في هذه الناحية ، بل وزيادة على ذلك فان أغلب البحوث التجريبية سواء في الميادين النفسية أو التربوية أو الاجتماعية تحتاج من الباحث أن يجري البحث على مجموعتين احداهما ضابطة والأخرى تجريبية وتستلزم المقارنة بين نتائج المجموعتين .

ومن هنا كان من المهم أن نعرف الانحراف المعياري للفرق بين متغيرين اذا عرف الانحراف المعياري لأحد المتغيرين هوع الانحراف المعياري لأحد المتغيرين هوع وأن الانحراف المعياري للمتغير الآخر هوع التناوي المتغير الآخر هوع التناوي المتغير الآخر هوع التناوي المتغير التناوي التناو

فان الانحراف المعياري للفرق بين المتغيرين= ٧ع ٢ +ع ٢ أي يعادل الجذر

التربيعي لمجموع تباينهما على شرط أن يكون المتغيران غير مرتبطين بأية علاقة عددية بين المتغيرين عددية ، أي أن معامل الارتباط بينهما صفر . فاذا كانت هناك علاقة عددية بين المتغيرين وليكن معامل الارتباط بينهما مربى مثلا فان الانحراف المعياري للفرق بين المتغيرين :

واذا طبقنا هذا على المتوسط الحسابي لمتغيرين فان المشكلة تصبح اختبارا لفرض محدد ، هل هناك فرق جوهري بين متوسطي المتغيرين ؟ ويمكن وضع هذا الفرضعلى صورة يطلق عليها اسم « الفرض الصفري (Null Hypothesis) فيفترض الباحث أنه « ليس بين متوسطي المتغيرين أي فرق له دلالة « أو بمعنى آخر أن الفرق بين المتوسطين في المجتمع الأصلي يعادل صفرا » .

وفي هذه الحالة يوجد الباحث الفرق بين متوسطي المتغيرين في البحث الذي يجريه ثم مقارف هذا الفرق بالحطأ المعياري للفرق نفسه .

النسبة الحرجة:

وتستخدم لهذه المقارنة نسبة خاصة يطلق عليها النسبة الحرجة (Critical Ratio (C.R.) وهي تساوي خارج قسمة الفرق بين المتوسطين على الانحراف المعياري (أو الحطاً المعارى) لهذا الفرق .

ويوصف الفرق التجريبي الذي ينبىء بفرق في المجتمع الأصلي بأنه فرق ذو دلالة احصائية Significant difference . ومسن الطبيعي أن يقرن الوصف بنسبة تأكد خاصة كما سبق ذكره في ثبات المقاييس السابقة فنقول مثلا أن الفرق ذو دلالة عند نسبة ٥٠٠، وعند نسبة ١٠٠، أي أن هناك احتمال ٥٪ أو ١٪ خطأ في صحة هذا الاحتمال ومن الطبيعي أن الباحث الذي يختار نسبة ١٠٠، يستلزم فرقا أعلى بين متوسطي المتغيرين.

فاذا فرضنا أن المتوسط الحسابي لأحد المتغيرين هو م. ، أن المتوسط الحسابي للمتغير الثاني هو م وأن الانحراف المعياري للمتغير الأول ع والمتغير الثاني ع وأن عدد حالات المتغيرين هو ن ، ن على الترتيب كان الانحراف المعياري للمتوسط الأول

$$\frac{1}{1}$$

وكان الانحراف المعياري للمتوسط الثاني
$$=\frac{3}{\sqrt{\dot{v}}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{2}} = (\dot{0}.\dot{0}) = \frac{1}{\sqrt{2}}$$

$$\frac{3^{1}}{\sqrt{2}} + \frac{3^{2}}{\sqrt{2}}$$

واليك مثالا لطريقة تطبيق هذه النسبة :

طبق اختبار المحصول اللغوي على مجموعتين متجانستين (متعادلتين تقريبا من النواحي الأخرى)من البنينوالبنات وكانت نتيجة الاختباركما هو مبين في الحدول التكراريالآتي:

تكرار البنات	تكرار البنين	فثات الدرجات
٣	٥	صفر –
V	١٨	Y
10	74	-
١٨	۳٥	Y
77	٤٠	- A
70	۳۲	- 1.
٣٥	۳٠	- 17
**	40	- 18
١٦	٧.	- 17
1 1 1	۱۲	- 11
11	٥	- Y·
٧	٥	- 77
٧٠٠	70.	المجموع

جدول(٧٩) نتيجة مجموعة من البنين واخرى من البنات في اختبار المحصول اللغوي

فاذا طلب بعد ذلك معرفة أي الجنسين أكثر تفوقا في نتائج هذا الاختبار فيمكن أن نحول هذا السؤال على صورة فرض صفري وهو « أنه لا فرق بين الجنسين في هذه الناحية » ولاختبار هذا الفرض علينا أن نوجد متوسط درجات الفئتين والانحراف المعياري لهما.

لد ع	اء ح	تكرار	ا ج	= 1	Ē	تكرار	فئسات
		البنات				البنين	الدرجات
٧٥	10-	٣	170	Y0 _	0	0	صفر ــ
111	YA —	V	7.6.7	٧٢ —	٤ _	١٨	Y
100	10-	10	7.4	79-	۳ _	74	– ٤
VY	77-	1.8	12.	٧٠	۲	40	- Y
77	77 —	44	٤٠	٤٠	١ –	٤٠	A
-		40	_	_	صفر	44	-1.
70	٣٥	40	٣٠	۳۰	١	۳٠	- 17
١٠٨	٥٤	۲V	1	۰۵	۲	70	-18
188	٤٨	17	۱۸۰	٦.	٣	۲٠	- 17
772	70	١٤	111	٤٨	٤	17	۱۸
440	٥٥	11	١٢٥	40	۰	ا ه	_ Y•
707	23	٧	۱۸۰	۳٠	٦	٥	17
1608	74.	٧٠٠	١٦٠٧	724			
	1871			777		۲0٠	المجموع

جدول (٨٠) حماب المتوسط والانحراف المعياري لدرجات المجموعتين .

اذا رمزنا لمجموعة البنين بالرقم « ١ » ولمجموعة البنات بالرقم « ٢ » .

$$0, \forall V = \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} \times V = \frac{1}{V} \times$$

ويتضح لأول وهلة أن مجموعة البنات متفوقة عن مجموعة البنين في هذا الاختبار ، فمتوسط الدرجاتِ في هذه المجموعة أعلى منه في مجموعة البنين . ولكن الباحث ينبغي أن يختبر مدى دلالة هذا الفرق ، أي يختبر دلالة الفرض بأن البنات يتفوقن على البنين في هذه الناحية بوجه عام . والطريقة الشائعة كما ذكرنا هي حساب النسبة الحرجة كمسا يسأتى :

$$\frac{\sqrt{-\sqrt{2}}}{\sqrt{2}} = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

$$\sqrt{\frac{3}{2}} + \frac{3}{2} \times \frac{3}{2}$$

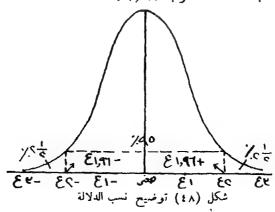
والفرق بين م , ، م , لا تهم فيه الاشارة ذلك لأن اعتبار احدى المجموعتين ١ أو ٢ يتوقف على المجرب نفسه ، ولذا فسوف لا نهتم باشارة الفرق في الخطوات الآتية :

$$\frac{\frac{1}{1} \frac{1}{1} \frac{$$

$$\forall 0, 0, 0, 0 = \frac{1,0}{1,0} = \frac{1,0}{1,0}$$

مقاييس الدلالة:

واذا زجعنا الى جدول (٥٥) للمنحى الاعتدالي لمعرفة الدرجة المعيارية المقابلة للمساحة الصغرى ٢٠٥٠٪ أي عندما يكون مجموع المساحتين عند طرفي المنحى ٢٠٠٥ نجد أن هذه الدرجة ١,٩٦ وعند المساحة الصغرى ٥ ٪ أي عندما يكون مجموع المساحتين عند طرفي المنحى ٢٠٥١ نجد أن هذه الدرجة ٢٠٥٨ .



فاذا بلغت النسبة الحرجة ١٠٩٦ قيل أن الفرق له دلالة عند نسبة ه٠,٠ واذا بلغت ٢٠٥٨ قيل أن له عند نسبة ٢٠٠١ .

و تفسير ذلك أنه لنفرض أن الفرق الذي وجد بالتجربة غير حقيقي وأنه نتج بسبب ظروف تجريبية ليس اللا ، وأن الفرق بين المتوسطين صفر فانه من المعلوم نظريا أن الفروق بين متوسطات العينات المختلفة تكون موزعة توزيعا اعتداليا ، ما دام عدد الأفراد في كل عينة كبيرا .

ففي هذا المثال قد وجدنا أن الفرق التجريبي يقع من هذا التوزيع خارج الحدود التي تحجز ٩٠٪ من المنحى ويقع أيضا خارج ٩٠٪ من مساحة المنحى ، مما يرجح ترجيحا كبير ا أن الفرق التجريبي لا يمكن أن يكون ناتجا عن الصدفة أو ظروف التجربة فقط . ونسبة ٩٠٪ أو ٩٩٪ أوما شابهها هي نسبة اعتبارية يضعها المجرب لنفسه دون تقيد بنسبة خاصة . ولكن من المتبع في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية أن يعتبر الفرق الذي يخرج عن حدود يخرج عن حدود مساحة المنحنى ذا دلالة احصائية ، وأن الذي يخرج عن حدود ٩٠٪ من مساحة المنحنى ذو دلالة احصائية كبيرة . وأما الذي يدخل ضمن حدود ٩٥٪ من مساحة المنحنى فيوصف بأنه ليس له دلالة احصائية .

وتستعمل الرموز الآتية عادة في الانجليزية لهذه الاصطلاحات:

ويقصد بأن الفرق له دلالة احصائية عند ٠٠،٠ أنه يقع في طرف المنحنى الذي يحجز داخله ٩٩٪ من المنحنى على اعتبار أن النسبة الحرجة من كل طرف هي ٢٠٥٪ ويفهم عادة من التعبير . (فودلالة احصائية عند ٥٠،٠ فقط)، أن الفرق ليس له دلالة جوهرية عند نسبة ١٠٠٠ ويقتنع كثير من الباحثين بنسبة ٥٠،٠ فقط ومن الطبيعي أن الفرق ذا الدلالة عند ١٠٠٠ لا بد أن يكون ذا دلالة أيضا عند ٥٪ فالنقطة في المساحة الحارجية عندما تكون المساحة الداخلية ٩٠،٠ من مساحة المنحنى لا بد وأن تكون خارجة أيضا بالنسبة للمساحة الداخلية ٩٥٪.

وبناء على هذا نستطيع أن نرجح أن الفرق الحالي في المثال انما هو فرق جوهري ذو دلالة حتى عند نسبة ١٪ مما يرجح البنات بوجه عام على البنين في هذا الاختبار

استخدام الفرض الصفري في حساب ثبات معامل الارتباط:

ذكرنا عند الكلام عن ثبات معامل الارتباط أن الصعوبة التي تصادف الاحصائي هي أن توريع هذا المعامل ليس اعتداليا وخصوصا عند القيم الكبيرة. وأن فيشر تغلب على هذه الصعوبة باستخدام معامل، Z، ولكن بعض الاحصائيين يميلون الى اختيار معامل الارتباط على ضوء الفرض الصفري، وذلك بفحص معامل الارتباط الذي يحصل عليه ازاء الفرض بأنه في المجتمع الأصلي لا توجد علاقة ما بين المتغيرين. أي ازاء افتراض أن معامل الارتباط صفر. فيحسبون الانحراف المعياري عندما يكون المعامل صفراً، فاذا بلغ المعامل الارتباط ١٩٩٦ من هذا الانحراف قيل أن المعامل له دلالة احصائية عند ٥٠٠٠ واذا بلغ بلغ ٢٠٥٨ من الانحراف قيل أنه ذو دلالة عند ٢٠٠٠.

والانحراف المعياري لمعامل ارتباط صفر
$$=$$

$$\frac{1}{1-i\sqrt{i-i-1}}$$
ولذلك فان النسبة الحرجة (i . j .

ففي حالة معامل ارتباط قدره 0.0 عندما كانت العينة عددها 0.0 ففي حالة معامل ارتباط قدره 0.0 عندما كانت العينة عددها 0.0 تكون ن . ح 0.0

وهذه النسبة ذات دلالة عند نسبتي ٠,٠١، ٠,٠٠٠

هذا وهناك طريقة أخرى لقياس مدى ثبات معامل الارتباط ندكرها عند الكلام عن الحتبار و ت ،

اختبار « ت _»

ذكرتًا سابقًا أن الاحصائيين بميلون الى التفريق بين الخطأ المعياري للعينة الصغيرة (١)

⁽١) يميل كثير من الاحصائيين إلى اعتبار أن العينة الصغيرة ما يقل عدد أفرادها عن ٥٠ .

و الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي ، ومن الممكن اثباته نظريا أن الانحراف المعياري للمجتمع يختلف حسابيا عن الخطأ المعياري للعينة فقيمة الأولى عادة أكبر من الثاني . ولتصحيح هذا الخطأ التجريبي يضرب الانحراف المعياري للعينة في المعامل $\sqrt{\frac{\dot{v}}{v-1}}$

و بذلك يصبح الحطأ المحتمل للعينة $=\sqrt{\frac{2}{3}}$ بدلا من $\sqrt{\frac{2}{3}}$ وهذا التعديل يكون عديم

القيمة في حالة العينات الكبيرة، حيث تتعادل √ن مع √ن - آتقريبا. ولكن من المستحسن دائما استخدام هذا التعديل ما دام المعامل قد حسب من العينة وليس من المجتمع . وإذا طبقنا ذلك على الانحراف المعياري للمتوسط الحسابي في حالة العينات الصغيرة ، وجدنا أن

المقدار
$$\frac{2}{\sqrt{0}}$$
 قد تحول الى $\sqrt{0}$

ومما تجدر ملاحظته كذلك أنه في حالة العينات الصغيرة لا تتبع المتوسطات توزيعا اعتداليا كما كان الحال في العينات الكبيرة ، بل يختلف التوزيع قليلا عن هذا النمط فيصبح أكثر ارتفاعا قرب الطرفين ، وبذا تصبح النسب الاحتمالية عند الطرفين أكثر منها قليلا في المنحى الاعتدالي العادي وقد بحث Student هذا التوزيع الجديد وأعطى فشر (۱) جدولا للنسب الاحتمالية المختلفة وفي هذا الجدول نجد اصطلاحا جديدا :

هي درجات الحرية Degrees of Freedom ودرجات الحرية في أية مجموعة هي عدد الحالات في المجموعة ناقصا واحد (وتفسير ذلك أنه ما دام مجموع قيم المجموعة محددا وليكن عدد أفراد المجموعة خمسة فائنا نستطيع ان نصنع لهذه المجموعة أية أربع قيم بطريق الصدفة أما الحامس فيجب أن يقيد بقيمة تجعل المجموع معادلا للمجموع الآصلي ، أي أنه اذا كان عدد أفراد المجموعة ن فان درجات الحرية لهذه المجموعة هي ن - 1).

والجدول الآتي هو جدول لنسب الاحتمالات في التوزيع الجديد وقد أطلق عليه توريع (t) وترمز له بالعربية بالرمز (ت) وبهذا يصلح توزيع ١ ت ، لأن يتخذ مقياسا للدلالة سواء كان ذلك في العينات الصغيرة أم الكبيرة .

Fisher R. A. Statistical Methods for Researches Workers.

نسب الاحتمالات

٠,٠١	,٠٢	,••	•,1•	٠,٥٠	درجات
					الحرية
					(1 — じ)
ت = ۲۲٫۳۲	ت = ۲۱٫۸۲ر	14,41 =	ت= ۲٫۳٤ ت	ت=١,٠٠٠	١
1,47	۸,۹٦	٤,٣٠	Y,4Y	٠,٨١٦	Y
٥,٨٤	1,01	۳,۱۸	۲,۳٥	۰,۷٦٥	٣
٤,٦٠	۳,۷٥	۲,۷۸	7,14	٠,٧٤١	٤
٤,٠٣	٣,٣٦	Y,0V	7,.4	٠,٧٢٧	
٣,٧١	٣,١٤	۲,٤٥	1,998	۰٫۷۱۸	٦
۳,0 •	٣,٠٠	۲,۳٦	1,4.	۲۱۷٫۰	٧
٣,٢٦	٧,٩٠	۲,۳۱	۱٫۸٦	۰,۷۰٦	٨
4,40	۲,۸۲	7,77	۱٫۸۳	۰٫۷۰۳	4
٣,١٧	۲,٧٦	۲,۲۳	1,41	٠,٧٠٠	١٠
٣,١١	7,77	۲,۲۰	1,4.	۱,٦ ٩ ٧	11
٣,٠٦	۲,٦٨	۲,۱۸	۱٫۷۸	1,790	.14
۲,٠١	7,70	۲,۱٦	1,77	•,198	۱۳
۲,۹۱	7,77	٧,١٤	1,٧٦	٠,٦٩٢	18
٧,٩٥	۲,٦٠	۲,۱۳	1,٧0	,791	10
Y,4Y	Y,0A	7,17	1,70	*>44*	17
۲,4۰	Y,0V	۲,۱۱	1,75	٠,٦١٩	۱۷
۲,۸۸	۲,00	۲,۱۰	1,74	٠,٦٨١	١٨
۲,۸٦	Y,01	٧,٠٩	1,74	٠,٦٨٨	19
Y, A £	7,04	٧,٠٩	١,٧٢	٠,٦٨٧	Y
۲,۸۳	7,07	۲,•۸	1,74	*/7.87	۲۱)
۲,۸۲	۲,٥١	٧,٠٧	1,77	٠,٦٨٦	Ŷ۲

7.81	۲ ۰۷	7.7	1,71	۹۸۶,	74
۲,۸۰	7.84	7.+7	1,71	,ጓለቀ	7 £
Y.V4	۲.٤٨	7.+7	1.71	,ኣለ٤	Y0
7,74	٧.٤٨	7.07	1,71	,٦٨٤	Y 7
Y,VV	۲,٤٧	٧,٠٥	١,٧٠	,ኣለ٤	**
٧,٧٦	4.24	۲,۰۵	1,71	,ጓለ٤	۲۸
7.77	۲,٤٦	۲,۰٤	۱,۷۰	۶ ۸۳ ,	44
7.70	7.27	۲,۰٤	۱٫۷۰	٦٨٣,	٣٠
Y,VY	۲,٤٤	۲,۰۳	1,79	, ጎለፕ	۳٥
7.71	7.27	7,.7	۱٫٦٨	,ጓለነ	٤٠
7.79	7, £ 1	77	۱٫٦٨	,ጓለ+	٤٥
Y,7A	۲,٤٠	٧,٠١	۱٫٦٨	,٦٧٨	٥٠
7.77	7,49	۲,۰۰	١,٦٧	,٦٧٨	٦.
٧,٦٥	۲,۳۸	۲,۰۰	1,77	۸۷۶,	٧٠
٧,٦٤	۲,۳۸	1,44	1,77	,٦٧٧	۸۰
٧,٦٣	۲٫۴۷	1,44	1,77	,٦٧٧	4.
۲,٦۴	۲,۳٦	۱,۹۸	1,77	,٦٧٧	1
7,77	۲,۳٦	۱,۹۸	1,77	,٦٧٦,	١٢٥
17,71	۲,۳۰	1,44	1,77	۲۷۲,	١٥٠
۲,٦٠	۲,۳۰	1,47	1,70	,770	7
7,04	۲,۳٤	1,47	1,70	,770	٣٠٠
7,04	7,42	1,47	1,70	۹۷۶,	٤٠٠
7,04	۲,۳۳	1,47	1,70	,٦٧٤	٥٠٠
Y,0A	۲,۳۳	1,47	1,70	,٦٧٤	1
Y-0A	۲,۳۳	1,47	1,70	,٦٧٤	

جدول (٨١) ثيم (ث) عند نسب الاحتمال المختلفة

ولاستخدام « ت » كاختبار لقياس مدى دلالة الفرق بين متوسطي عينتين يستخدم القانون الآتي (هذا ويستحسن استخدام هذا القانون مهما كان حجم العينة) .

حيث م ا = متوسط قيم العينة الأولى .

حيث ن = عدد أفراد العينة الأولى .

حيث ن = عدد أفراد العينة الثانية .

حيث ع , = الانحراف المعياري للعينة الأولى .

حيث ع 🚽 الانحراف المعياري للعينة الثانية .

وبعد ایجاد قیمة (ت) للبیانات السابقة نحسب درجات الحریة وهي في حالة الفرق بین متوسط عینتین = \dot{v} + \dot{v} + \dot{v} - \dot{v} (درجات الحریة للعینة الثانیة \dot{v} - \dot{v} - \dot{v} - \dot{v} - \dot{v} - \dot{v}) .

والخطوة التالية هي استخدام الجدول السابق فنبحث عن (ت) في صف درجات الخرية الخاصة بالبحث عند نسبة ٠٠٠٠ (العامود الرابع) فان كانت قيمة (ت) في البحث تعادل أو أكبر من الموجودة في الجدول دل ذلك على أن الفرق بين المتوسطين له دلالة احصائية عند نسبة ٥٠٠٠ ، وفي هذه الحالة نبحث عند نسبة ٥٠٠٠ (العامود الأخير) لتحديد ما اذا كان الفرق له دلالة احصائية عند نسبة ٥٠٠٠ أيضا .

لنعد الى المثال بجدول (٨٢) حيث :

17.84 - 1.00 + 1.00 + 1.00 = 1.00 + 1.00 = 1.00 في هذا المثال تكون درجات الحرية (د . ح) = 10.00 + 10.00 = 1.00

ونكرر هنا أن اشارة م م لا تهم في حساب (ت) لأن اختبار (ت) يوضح ما اذا كان الفرق له دلالة مهما كانت الاشارات

$$\frac{1, \sqrt{1}}{(\frac{1}{\gamma \cdot \cdot} + \frac{1}{\gamma \circ \cdot})} \frac{\gamma \vee \times \gamma \cdot \cdot + \gamma \circ \gamma \wedge \times \gamma \circ \cdot}{(\frac{1}{\gamma \cdot \cdot} + \frac{1}{\gamma \circ \cdot})} \sqrt{$$

وبالكشف في جدول (ت) عند درجة حرية ٤٤٨ نجد أن قيمة (ت) عند نسبة ٠,٠٥ = ١,٩٧ وعند نسبة ٢,٥٩ .

ومعنى هذا أن الفرق التجريبي له دلالة عند النسبتين .

واذا كان عدد الحالات في المجموعتين واحدا فان صورة قانون (ت) تصبح أكثر اختصارا حيث تصير :

$$\overline{\zeta} = \frac{\gamma_1 - \gamma_2}{\zeta_1 + \zeta_2 \gamma_2}$$

يلاحظ أن هذه نفس النسبة الحرجة مع اختلاف واحد ، وهو وضع ن – 1 بدلاً سَ نَ . استخدام اختبار « ت » في مقياس ثبات معامل الارتباط:

ذكرنا فيما سبق أن هناك طريقتين لحساب مدى ثبات معامل الارتباط وهما ٠

ا مقارنة المعامل بانحرافه المعياري حيث ع =
$$\frac{1-\frac{7}{2}}{1-\frac{7}{2}}$$

٢ ـــ مقارنة المعامل بالانحراف المعياري لمعامل ارتباط صفري ، أي فحص صحة الفرض بأن المعامل الارتباط الحقيقي هو صفر حيث :

$$\frac{3}{\sqrt{3}} = \frac{3}{\sqrt{3}}$$

وذكرنا أن عيوب طريقة مقارنة معامل الارتباط بانحرافه المعياري تنحصر في أن توزيع معامل الارتباط ليس اعتداليا . ولهذا اقترح فيشر معاملا جديدا هو Z.

ونضيف همنا طريقة أدق من سابقتها ، وتنحصر هذه الطريقة في افتراض أن معامل الارتباط الحقيقي هو صفر ومقارنة قيمة « ت » لمعامل الارتباط التجريبي بما يتوقع لها عند نسبتي ٠,٠٥ ، ٥٠٠٠ وتحسب « ت » من القانون :

مر = معامل الارتباط الناتيج في البحث

، ن = عدد الحالات.

فبعد حساب (ت) بهذه الطريقة يرجع الى جدول قيم (ت) : وتكون درجات الحرية في هذه الحالة ن - ٧ . فاذا كانت (ت) الناتجة أكبر من الموجودة في الجدول عند نسبة ٥٠,٠ وصف معامل الارتباط التجريبي بأنه ذو دلالة عند هذه النسبة ، وفي هذه الحالة يبحث عن قيمة (ت) عند نسبة ٥٠,٠ لمعرفة ما اذا كانت القيمة الناتجة ذات دلالة عند هذه النسبة أيضا .

وعلى سبيل المثال نبحث عن دلالة معامل الارتباط ٤,٠ الناتج عن عينة عدد أفرادها

$$\frac{1}{\sqrt{\frac{1}{(1,1)}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{1}{(1,1)}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{1}{(1,1)}}}$$

بالرجوع الى جدول « ت » نجد أنها تساوي ٢,٠١ (د . ح = ١٨) عند نسبة ٥,٠٥ وتساوي ٢,٠١ عند نسبة ٢,٠١ ذو دلالــة السبتين .

وزيادة في سهولة هذه الطريقة يعطينا جاريت Garrett بشتمل على قيم معامل الارتباط التي تكون ذات دلالة عند نسبي ،،٠٥ و ،،٠١ اذا عرفت درجات الحرية . واليك فيما يلى هذا الجدول :

٠,٠١	٠.٠٥	درجات الحرية	٠,٠١	٠,٠۵	درجات الحرية
•,£47	٠,٣٨٨	71	1,	٠,٩٩٧	1
٠,٤٨٧	۱۸۳۸۱	Yo	٠,٩٩٠	1,401	Y
٠,٤٧٨	٤٧٢٠.	*1	1,404	٠,٨٧٨	٣
٠,٤٧٠	٠,٣٦٧	44	1,417	۸۱۱ر۰	٤
1,275	1,771	YA	٤٧٨,٠	·,٧a٤	ه
7a1,·	۰,۲۵۵	74	٤٣٨,٠	۰,۷۰۷	٦
1,889	٠,٣٤٩	*	+,٧4٨	٠,٦٦٦	ν
۸،٤۱۸	۰٫۳۲۰	40	۰٫۷٦٥	٠,٦٣٢	٨
۳۹۳,۰	1,412	٤٠	۰٫۷۳۰	٠,٦٠٢	•
۲۷۲۲۰	۰,۲۸۸	į o	۰٫۷۰۸	۰,۰۷٦	١٠ '
.,401	٠,٢٧٣	۵۰	۱,٦٨٤	٠,٥٥٣	11
٠,٣٢٥	٠,٢٥٠	7.	1,771	۰,۵۳۲	۱۲
٠,٣٠٢	۲۳۲,۰	٧٠	137,1	٠,٥٠٤	14
۲۸۲٬۰	٠,٢١٧,٠	۸۰	٠,٦٢٣	۰,٤ ٩ ٧	18
۲۲۷۰۰	ه ۲۰ ۲ د ۰	41	1,717	4,58,4	10
307,1	٠,١٩٥	1	٠,٥٩٠	1,274	17
۸۲۲٬۰	1,178	170	ا ۱٫۵۷۵	1,204	1 17
٠,٢٠٨	1,104	10.	1,031	+,£££	1.4
١٨١,٠	۸۳۲،۰	۲۰۰	1,014	1,277	11
۸۱۴۸،	٠,١١٣	۳	٠,٥٢٧	٠,٤٢٣	٧.
٠,١٢٨	-1,148	٤	۱٫۵۲٦	1,218	71
۰,۱۱ه	٠,٠٨٨		۰٫۵۱۵	٠,٤٠٤	44
۰٫۰۸۱	٠,٠٦٢	١	۰,۵۰۵	٠,٢٩٦	74

جدر ل (٨٢) معاملات الارتباط ذات الدلالة عند درجات الحربة المختلفة

Garrett, H.E. Statistics in Psychology and Education.

ولتوضيح استخدام هذا الجدول نقدم الأمثلة الآتية :

التفسير	معامل الارتباط	درجات الحرية	عدد الحالات
له دلالة عند ٥,٠٥ وليس له دلالة عند ١,٠١	٠,٥٠٠	١٨	٧٠
له دلالة عنسد كل مسن	٠,٦٢٥	٤٨	٥٠
۰٫۰۰ ، ۰٫۰۰ لیس له دلالة عند کل مــن	•,∀a•	4.	1
ه۰٫۰ و ۰٫۰۱			

اختبار کا^۲ :

ومن أهم الاختبارات المستخدمة لفحص الفرض الصفري اختبار كا ٢ ، وهو يستخدم بنوع خاص في اختبار مدى دلالة الفرق بين تكرار حصل عليه الباحث وتكرار مؤسس على الفرض الصفري . فاذا قسمنا عددا من أطفال فرقة دراسية حسب اختبار للذكاء الى مجموعتين : احداهما متفوقة وأخرى ضعيفة ثم لاحظنا في نهاية العام الدراسي نجاح ورسوب أفراد المجموعتين فكانت النتيجة كما يلي :

المجموع	ضعيف	متــاز	ذ کاء
		_	تحصل
٥٠	1.	٤٠	ناجے
٥٠	۳.	٧.	راسب
1	٤٠	٦٠	المجموع

جدول (٨٣) الدلاقة بين الذكاء والتحصيلُ ح

أي أن مجموعة الأطفال عددها ١٠٠٠ طفل ٢٠منهم ممتازون من حيث الذكاء و ٤٠ أقل من المستوى العادي ، واتضح في نهاية العام أن ٤٠ من ممتازي الذكاء قد نجحوا في الامتحان التحصيلي ورسب ٢٠ منهم ، بينما نجح ١٠ من الضعاف ورسب ٣٠ . فانه يطلب مقارنة هذه النتيجة بما كان يتوقع لها لو أن أثر مستوى الذكاء في نتيجة التحصيل منعسدم .

لتحقيق هذا الغرض ننشىء جدولا آخر يحتوي على تكرارات فرضية مؤسسة على افتراض أن الذكاء لا أثر له في التحصيل . في مثل هذه الحالة يكون عدد الناجحين معادلا لعدد الراسبين في كل من فتي الذكاء ، أي يصير الجدول التكراري النظري على أساس الفرض الصفري كالآتي :

المجمسوع	ضعيف	ممتــــاز	ذكاء تحصيل
۰۰	٧.	۳.	ناجــح
٥١	۲.	٣٠	راسب
1	٤٠	7.	المجموع

جدول (٨٤) التكرار على أساس الفرض الصفري

, 4

ومن هذين الجدولين يمكن أن نحصل على جدول ثالث يشتمل على الفروق بين

التكرارات التجريبية والتكرارات النظرية على أساس الفرض الصفري ويكون هذا الجدول كــالآتي :

المجمسوع	ضعيف	ممتـــاز	الذكاء التحصيل
صفر	١٠ –	١٠	ناجــح
صفر	١٠	١٠ –	راسب
صفر	صفر	صفر	المجموع

جدول (٨٥) الفروق بين التكرارات التجريبية والتكرارات النظرية

من الطبيعي أن صحة هذا الفرض أو خطأه يتوقف على هذه الفروق ، فان كانت هذه الفروق كبيرة كان كانت صغيرة كان كبيرا في صحته .

وهذه الفروق لا تعطي دلالة واضحة عن مدى بعد النتيجة التجريبية عما يتوقع لها اذا نظر اليها نظرة مطلقة . فاذا كان التكرار الأصلي ١٠ وكان الفرق بين التكرارين الأصلي والنظري ١٠ كان الموقف مختلفا عما اذا كان التكرار الأصلي ١٠٠ وكان الفرق بين التكرارين ١٠ أيضا ، كما أن هناك ملاحظة أخرى وهي أن اشارة الفرق (سالبة أو موجبة) لا تهم في معرفة مدى قرب التكرارين أو بعدهما عن بعض . ولذا فان اختبار (كا٢) يقوم على تربيع هذه الفروق وقسمة هذه المربعات على التكرارات النظرية ، ثم جمع نواتج القسمة للتكرارات المختلفة . أي أن :

حيث ك : التكرار الملاحظ (التجريبي).

، ك : التكرار النظري (حسب الفرض المختبر).

وتفسير هذا أن كا٢ تعادل مجموع خوارج قسمة مربعات الفروق على التكرارات

النظرية ويلاحظ أن مربع الفرق يقسم على التكرار النظري لا التكرار التجريبي الأصلي . ولحساب قيمة كا ٢ في المثال السابق تتبع الحطوات الآتية :

_ (_ 지 — 쥐)	(´±-±)	<u>1</u> – 1	التكرار النظري ك	التكرار التجريبي ك
۳,۳۳ ۳,۳۳	1	1. –	۳.	٤٠
۵,۰۰	١	۱۰	۲,	١٠
17,77	١٠٠	١٠	٧٠	1

جلول (۸۹) حساب کا۲

.. كالم في هذا المثال = ١٦,٦٦

والخطوة الباقية هي معرفة درجات الحرية ، ثم الكشف في جدول كا عما اذا كانت قيمة كا لمذه القيمة من درجات الحرية ذات دلالة عند نسبة ٠,٠٥ ثم عنسد نسبة ٠,٠٠

ودرجات الحرية في مثل هذا الجدول =

(عدد الأعمدة - ١) (عدد الصفوف - ١).

(ذلك لأننا مقيدون في كل صف أو عامود بقيمة واحدة حتى يكون مجموع الصف أو العامود ثابتا) (١) .

$$(1-1)(1-1) \therefore c. = (1-1)(1-1)$$

(۱) ويمكن حساب درجات الحرية بطريةة أخرى : ففي الجدول ؛ خانات تعطي ؛ درجات من الحرية الا أذا مقيدون في ملء هذه الحاذات بأربعة قيود ، هي حواصل الحمم ولكننا في ذلك نكون قد تقيدنا بالمجموع الكلي مرتين : مرة في حواصل جمع الأعمدة ومرة في حواصل جمع الصفوف ، فينبغي أن نزيد ١ مل درجات الحرية الناتجة فتكون درجات الحرية = ؛ - ؛ + ١ = ١ .

۰٫۷۰	٠,٨٠	٠,٩٠	۰,۹۵	۰,۹۸	٠,٩٩	دح
•,184	•,•788	۸۵۱۰.۰	٠,٠٣٦٣	٠,٠٠٠٦٢٨	•,•••\•Y	١
۰٫۷۱۳	٠,٤٤٦	٠,٢١١,	۰٫۱۰۳	٠,٠٤٠٤	٠,٠٢٠١	۲
1,272	1,	۸۶۹،	۲ه۳٫۰	۰٫۱۸۰	۹٫۱۱۵	٣
7,140	1,729	١,٠٦٤	٠,٧١١	٠,٤٢٩	۰,۲ ۹ ۷	٤
4,	7,727	1,711	1,180	٧,٧٥٢	•,002	٥
7,878	۳,۰۷۰	7,7 . £	١,٦٣٥	1,172	۲۷۸٬۰	٦
٤,٦٧١	۳,۸۲۲	۲,۸۳۳	Y,17V	1,478	1,749	٧
٥,٥٢٧	4,042	4,24.	۲,۷۳۲	۲,۰۳۲	1,727	٨
7,794	٥,٣٨٠	٤,١٦٨	۳,۳۲۵	7,047	۲,۰۸۸	4
٧,٢٦٧	7,174	٤,٨٦٥	4,42.	4,.04	۸۸۵,۲	١.
۸٫۱٤۸	7,444	۸۷۵٫۵	٤,٥٧٥	4,7.4	4,.04	11
4,.44	٧,٨٠٧	7,70.5	0,777	٤,١٧٨	7,071	17
4,477	۸,٦٣٤	7,127	۵٫۸۹۲	٤,٧٦٥	٤,١٠٧	۱۳
۱۰٫۸۲۱	4,577	٧,٧٩٠	٦٫٥٧١	۵,۳٦٨	1,77.	١٤
11,741	11,54	V,01V	٧,٢٦١	0,410	۵,۲۲۹	10
17,772	11,107	1,417	V,41Y	7,711	۰٫۸۱۲	17
14,04.	17,	4,.40	۸٫٦٧٢	V, Y 0 0	7,2.1	17
18,88.	14,404	١٠,٨٦٥	9,49.	V,4+4	٧,٠١٥	14
10,707	17,714	11,701	11,117	۸,۵٦٧	٧,٦٣٣	19
17,777	12,044	14,224	10,001	4,777	۸,۲٦٠	۲٠
17,187	10,220	14,71.	11,091	٧,٩١٥	۸,۸۹۷	11
١٨,١٠١	17,818	12, . 21	17,77	10,700	4,024	177
19,.41	17,147	۱٤,٨٤٨	14.41	11,794	10,197	74
19,924	14,077	10,704	14,484	11,444	۱۰٫۸۵٦	37
۲۰,۸٦٧	14,980	17,277	12,711	17,797	11,078	Ya
41,744	14,84	17,747	10,474	14,5.4	14,194	77
14,714	۲۰,۷۰۳	14,118	17,101	18,170	۱۳٫۸۷۹	YY
74,750	۲۱,۵۸۸	18,989	17,444	11,017	14,010	44
71,077	77,270	19,774	۱۷,۷۰۸	10,071	18,704	79
Y0,0·A	74,415	7.,099	14,894	17,807	18,790	٣.

	····			+			
دح	• . • 1			•.1•	٠.٢٠	٠.٣٠	٠٠٠٠
1	7.770	0.817	134.7	7.7.7	1.727	۱۰۷٤	• .200
۲	4.71	374.7	0.441	8.1.0	7,714	۲,٤٠٨	۱٫۸۳٦
٣	11.720	4.444	٧,٨٧٥	7,701	137,3	4.770	7.477
٤	17.777	11.774	4,244	V.VV4	0.464	٤,٨٧٨	4,400
	10,187	14,47	114.	1,771	V,YA4	7.078	107,3
٦	17.777	10,.44	17,047	11.720	۸,۵۵۸	V,741	٨٤٣.٥
٧	14.270	17,777	18,+77	1717	1,1.7	۸٫۳۸۳	٦,٣٤٦
٨	10.040	14-174	10,0.7	14.414	11	1,011	٧,٣٤٤
1	71.777	14.774	17,414	18,718	17,727	10,700	۸٫۳٤٣
1.	78.7.4	Y1-171	12,70	10,444	14,554	11,741	4,484
11	45.770	44,118	14.770	14,740	12,771	17,844	1 • ,44 1
14	۲ ٦,۲۱۷	71,.01	7177	14,029	10,417	1811	11,746
۱۳	۲۷٫٦۰۸	Y0,2Y1	77,77	14,814	17,440	10,119	17.48.
18	74,181	۲٦,۸۷۳	44,780	3517	۱۸٫۱۵۱	17,777	14.44
١٥	٣٠,٥٧٨	7 8,70 4	78.447	14,4.4	14,711	17,411	18.74
17	47,	74,774	77,797	74,027	7.,270	14.814	۱۵,۳۳۸
۱۷	44,5.4	۳۰,440	۲ ۷,0۸۷	71,774	41,710	14.011	17.77
۱۸	71,100	44,42	۲۸,۸٦٩	Y0,484	۲۲,۷ ٦٠	20,201	17.44
11	47,141	22,774	٣٠,٠٤٤	47,4.1	74,4	41,784	۱۸,۳۴۸
۲٠	47,011	۳۵,۰۲۰	٣١,٤١٠	۲۸,٤۱۲	Y1, . TA	77,770	14,440
11	44,444	47,424	44,741	79,710	10,171	24,707	۲۰,۳۳۷
77	\$1,784	27,704	44,418	4.714	۲۷,۳۰۱	72,949	۲۱,۳۳۷
74	41,744	۳۸,۹٦۸	70,170	41,4	44,544	77, 11	77,77
71	٤٢,٩٨٠	٤٠,٢٧٠	47,510	77,147	79,004	17, 47	77,777
40	117,33	٤١,٥٦٦	77,707	45,47	4,770	۲۸,۱۷۲	71,777
77	10,717	£4,807	۳۸,۸۸۰	40,074	۳۱,۷۹۵	79,727	70,777
YV	27,975	\$2,12.	٤٠,١١٣	٣٦,٧٤١	۳۲,۹۱۰	40,419	77,777
۲۸	٤٨,٢٧٨	10,219	£1,777	27,417	41,.14	71,791	۲۷,۳۳ ٦
14	£7,7 9 ٣	۲۹۵۹,۲٤	٣٩,٠٨٧	40,149	40,149	44,871	۲۸,۳۳٦
٣٠	٥٠,٨٩٢	٤٧,٨٦٧	£٣,٧٧٣	107,03	41,400	44,040	

جدو ل(AV) قيم كا ^Y المقابلة لنسب الاحتمالات المختلفة

واذا بحثنا في الجدول أمام درجة الحرية ^(۱) في عامودي نسبة الاحتمال ٠,٠٥ ونسبة احتمال ٦,٦٣٥ . ونسبة احتمال ١,٠١ .

وكا ^٢ التي حصلنا عليها تزيد كثيرا عن هاتين القيمتين ، مما يدل على أنها ذات دلالة عند النسبتين ، أي أن الفرض الصفري لا يقوم عن أساس سليم ، أي أن التجربة قد أثبتت أن لمستوى الذكاء أثرا فعلي في النجاح التحصيلي . فاختبار (كا ^٢) يستخدم عادة كمحك لقبول أو رفض الفرض الصفري .

وُفي حالات الجداول التي تتساوى فيها الفروق بين التكرارات النظرية والتجريبية في الخلايا الأربع يمكن أن نحول القانون الذي نحسب به كا ^٢ الى (ك ـــ ك َ) مح الح

مثال آخر: عمل استفتاء اجتماعي عن موضوع « التعليم المشترك » في المستوى الثانوي فكانت النتيجة كما يلي :

موافق جدا موافق محايد معارض معارض بشدة المجموع عدد الاجابات ۳۳ ۲۸ ۲۹ ۱۹۰ موافق عاد الاجابات معارض معارض بشدة المجموع

فهل يمكن الاعتماد على هذه النتيجة التي عدد الموافقين فيها (77 + 10) = 10 وعدد المعارضين فيها (10 + 10) = 10 ، أم أن الفروق بين التكرارات نتجت بمحض الصدفة وراجعه لظروف الاستفتاء واختيار العينة ؟ المتبع في مثل هذه الحالات أن نفترض فرضا صفريا وهو 10 أن التكرارات الحقيقية في المجتمع الأصلي متعادلة ، وليس هناك اتجاه حقيقي لزيادة الموافقين عن المعارضين ، . وبناء على هذا الفرض الصفري تنشىء جدولا تكرارايا جديدا فيه تتساوى تكرارات الفئات الحمسة (مع تقيدنا بالمجموع 10)

موافق جدا موافق محايد معارض معارض بشدة المجموع عدد الاجابات ۳۰ ۳۰ ۳۰ موافق عايد الاجابات معارض بشدة المجموع

ثم تقارن بين التكرار التجريبي والنظري وتحسب كا ٢:

1(1-1)			التكرار النظري	التكرار التجريبي
_1	11-1	_1 _ 1	ئ	٤
۰٫۳۰	1	٣	٣.	۳۳
4,74	YA 4	17	٣٠	٤٧
1,78	٤٩	٧	۳,	74
۱٫۱۳	٤	۲	٣٠	44
٤,٠٣	171	11 —	٣٠	19
10,77			10.	10.

جدول (٨٨) حساب كا٢ لاجادات الاستفتاء

ودرجات الحرية في هذا المثال ن – ١ ، وينبغي أن لا يفوتنا هنا أن ن هي عدد التكرارات وليس مجموعها كما كان الحال في اختبار « ت » أي أنها تساوي هنا ٥ – ١ = ٤ (لأننا كنا مقيدين بقيد واحد في وضع التكرارات النظرية المتساوية وهو مجموع التكرارات) واذا رجعنا الى جدول كا ٢ في صف درجات الحرية ٤ نجد أنها تعادل ٩.٤٨٨ عند نسبة ٥٠,٠ وتعادل ١٣,٢٧٧ عند نسبة ١٠,٠ ، وما دامت كا ٢ في جدول (٨٩) أكبر من هاتين القيمتين فاننا نكون محقين في رفض الفرض الصفري ، ذلك لأن النتيجة التي حصلنا عليها لا تحدث إلامرة واحدة في كل مائة مرة عن طريق الصدفة اذا كان الذرض الصغري صحيحا ، أي أن هذه التكرارات التجريبية ذات دلالة احصائية وأن هناك اتجاها حقيقيا في المجتمع الأصلي للموافقة أكثر منه للمعارضة .

كا ^٢ في حالة الجداول التكرارية ذات التكرار الصغير :

في كثير من الأحيان تحتوي خلايا الجدول التكراري المزدوج على تكرارات صغيرة وفي مثل هذه الحالات يفضل اجراء تصحيح في الفروق بين التكرارات وقد اقترح هذا التصحيح يول Yule ويطلق عليه تصحيح الاستمرار Yule التقسيم مستمرا وليس والفكرة من هذا التصحيح أن نظرية العينات تؤدي بنا الى اعتبار التقسيم مستمرا وليس محددا بنقط حادة فاصلة ، واعتبار هذه النقط على أنها منتصف فترة ، هي مرحلة الانتقال بين القسمين ، ولذا يفضل دائما أن نعمل حسابا لكسرقدره هر ، في كل فرق بين التكرار التجريبي والمتوقع ، ولنأخذ مثالا لتطبيق هذا التصحيح . لنفرض أننا أجرينا استبيانا التجريبي والمتوقع ، ولنأخذ مثالا لتطبيق هذا التصحيح . لنفرض أننا أجرينا وصفون المحسين مراهقا ، فكانت النتيجة التجريبية أن ٢٨ أجابوا اجابات تجعلهم يوصفون بالحضوع . فهل نكون محقين في بالسيطرة ، و ٢٧ أجابوا اجابات تجعلهم يوصفون بالخضوع . فهل نكون محقين في وصف المراهقين بأنهم يميلون الى السيطرة أكثر من الحضوع ؟ للاجابة على ذلك نفترض فرضا صفريا مؤداه « أنه ليس هناك ميل خاص بين المراهقين الى السيطرة أو الخضوع وبناء على هذا الفرض يكون من المتوقع أن يوصف نصف العدد الكلي بكل من الصفتين أي أن الوضع التجربي والمتوقع يمكن تلخيصه كما يلى :

مجمــوع	خساضع	مسيطر	
٥٠	**	47	تكرارات تجريبية
۰۰	70	40	تكرارات نظرية
	٣	٣	الفـــرق
	۲,۵	حيح ٢,٥	ويكونالفرق بعدالتص
	(Y,0) + '	(Y,o) Yo	وتكون كـــا ٢ =
		o =	
	\ = \ -	الحرية = ٢ ـ	وتكرن عدد درجات

Goulden, C. H., Methods of Statistical Analysis (1939) and Sendecor, G.W. Statistical (1) Methods. (1937).

وواضح من جدول كا ^٢ أن النتيجة تقل عن قيمة كا ^٢ عند درجة حرية ١ ونسبة احتمال ٥٠٠ (٣.٨١٦) أي أن كا ^٢ هنا لا دلالة احصائية لها . مما يرجح قبول الفرض الصفري وهو أنه ليس هناك ميل خاص لأية ناحية من هاتين الناحيتين عند المراهقين .

كا في قياس مدى انطباق التوزيع على التوزيع الاعتدالي :

تكلمنا في الباب الحامس عن خواص المنحى الاعتدالي ، وبينا أن هذا النموذج من التوزيع انما هو نموذج نظري صرف لا يحدث عمليا أن ينطبق عليه التوريسع التجريبي لأي صفة نفسية أو أي متغير طبيعي انطباقا تاما . ولكن الذي يحدث دائما أننا نفترض هذا التوزيع في أغلب السمات النفسية والاجتماعية في المجتمع الأصلي ، ويكون هدف الباحث مقارنة التوزيع الذي يحصل عليه بهذا التوريع الاعتدالي النظري . وقد دكرنا أن الطريقة لهذه المقارنة تنحصر في تهيئة Fitting أقرب توزيع اعتدالي لما حصل عليه الباحث من بيانات ، مع التقيد في هذه التهيئة بالمعاملات الأصلية في التوزيع التجريبي كالمتوسط الحسابي ، الانحراف المعياري كما يجب التقيد كذلك بعدد الحالات التي شملها البحث : وطريقة تحويل التوزيع الى التوزيع الاعتدالي موضحة في ص جدول ٤٥ ، وتشتمل على تحويل القيم الى درجات معيارية ثم تعديل التكرارات الأصلية الى تكرارات مستمدة من ارتفاعات المنحني الاعتدالي النظري .

وقد ذكرنا أنه يمكن المقارنة بالنظر بين التكرارات الأصلية والتكرارات المعدلة ، فاذا كان الفرق كبيرا دل ذلك على أن التوزيع التجريبي لم يأت من التوزيع أصلي اعتدالي ، الا أن مدى كبر الفروق بين التكرارين ينبغي أن نصل اليه عن طريق احصائي . ونظرا لأن اختبار كا ٢ يوصلنا الى المقارنة الاحصائية بين أي تكرار تجريبي وأي تكرار آخر نظري نفترضه فان هذا الاختبار هو خير ما يصلح للوصول الى هذا الهدف ، حيث يكننا أن نفترض الفرض الصفري الآتي « لا يوجد فرق جوهري ذو دلالة بين التكرار التجريبي الذي حصلنا عليه والتكرار الاعتدالي النموذجي » .

ولتوضيح الحطوات المتبعة في هذا السبيل نرجع الى جسدول ٣٤ فقد كانت التكرارات الأصلية التجريبية والتكرارات النظرية المعدلة كما هو مبين فيما يأتي :

التكرار المعــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	التكرار	الفئات
آئے۔	গ	
£,£Y		
۸,۸٥	١٦	- Y ·
۱۷,۷۰	44	- 1.
۲۸,۸۲	**	O ·
74,77	٣٥	-4.
££,Y£	į o	~Y•
٤٢,٠٣	٤٢	
44,14	44	-4.
77,17	14	-1
17,17	١٤	-11.
0,04	١٢	-14.
۲,۲۱		
Y04,44	Y 7•	المجموع

جدول (٨٩) تكر ارات معدلة حسب التوزيع الاعتدالي

ويلاحظ أننا أضفنا في التكرارات المعدلة فئة عند كل طرف نظرا لاحتمال أن العينة التجريبة لم تشتمل على القيم الصغيرة جدا أو الكبيرة جدا ، فلحساب كا ^٢ لهذه المقارنة نتبع الخطوات المعتادة ، كما في الجدول الآتي وقد ضمننا التكرارين الزائدين على تكرار أول وآخر فئة لتتسى المقارنة بين التكرارات المقابلة .

			التكرار المعدل	التكر ار	
*(ゴージ)	(ゴー ゴ)	(44)			الفئات
_ ন			실	(ఆ)	
۲۵.۰	٧.٤٥	۲.۷۳	14.40	17	- r·
١,٠٤	٨,٤٩	٤.٣٠	۱۷,۷۰	77	£ ·
٠,١١	۳,۳۱	1.47 -	۲۸,۸۲	**	_ 0.
٠,٣٦	۱۳,۸٤	۳,۷۲	۳۸.۷۲	٣0	- 1.
•,•1	۸۵,۰	۰.٧٦	11.71	٤٥	- V·
_	_	٠,٠٣ _	٤٢,٠٣	٤٢	<u>-</u> ۸۰
۰٫۸۱	۲٦,۸۳	0,11	44.14	47	_ ••
٠,٤٤	٩.٧٣	4,14 -	77,17	19	- 1
۰٫۲۷	4,40	١٫٨٣	17,17	12	-11.
7,41	14.10	٤,٢٦	٧,٧٤	17	-14.
٥,٩٤		۱۳٬۸۸	Y04.44	Y7.	المجموع
		۱۳,۸۷ –			

جدول (• •) مقارنة بين التكرار الأصلي والتكرار المعدل باستخدام اختبار كا ٣ من هذا الجدول نجد أن كا ٢ = ٩٤.٥

ولحساب درجات الحرية ينبغي أن نذكر أنه في تعديل هذه التكرارات كنا مقيدين بقيود ثلاث هو المتوسط والانحراف المعياري ومجموع التكرارات ولذا فان درجات الحرية تساوي عدد الفئات ـ ٣ (وينبغي ألا نخلط بين عدد الفئات وعدد الحالات الذي هو مجموع التكرارات كما كنا نحسب درجات الحرية في اختبار ه ت ه) .

واذا رجعنا الى جدول كا ٢ عندما تكون درجات الحرية ٧ نجد أن نسبة ٠,٠٠ يجب أن تصل أن تصل الى كا ٢ الى ١٤٠،٦٧ حتى تكون ذات دلالة وعند نسبة ١٠٠١ يجب أن تصل الى ١٨٠٤٧٥ . وعلى هذا تكون كا ٢ ليست ذات دلالة احصائية ، ولذا نستطيع أن نقبل الفرض الصفري الذي يفيد بأنه ليس هناك فرق جوهري بين التكرار التجريبي الذي حصلنا عليه والتكرار الاعتدالي النظري .

ونضيف هنا ملاحظة صغيرة وهي أنه اذا قل تكرار احدى الفئات عن (٥) ضممت هذه الفئة الى الفئة التي قبلها أو بعدها واعتبرت الفئتان فئة واحدة وذلك لأن تطبيق اختبار كا ٢ يشترط فيه أن يكون كل تكرار في الجدول ٥ على الأقل .

استخدام كا ٢ في اختبار اعتماد متغيرين كل على الآخر:

X² as a test of Dependence

اذا حاول باحث ايجاد العلاقة بين متغيرين فالطريقة الطبيعية كما ذكرنا سابقا ــ هي ايجاد معامل الارتباط بينهما ، مستخدما في ذلك أي معامل من المعاملات التي سبق لنا ذكرها . ولكنه لا يتسنى ذلك الا اذا تيسر له الحصول على فترات عددية منتظمة لكل متغير ، أما اذا كانت البيانات التي حصل عليها لا تسمح بهذا التقسيم العددي المنتظم لجأ الى معامل التوافق (ق) في ذلك .

هذا ويمكن استخدام كا ^٢ في اختبار صحة الفرض بأن المتغيرين منفصلان عـــن بعضهما تماما من حيث الأثر ، بحيث لا تأثير لتغير أحدهما في تغير الآخر أي في اختبار استقلال Independence كل من المتغيرين عن الآخر .

واليك مثل لتطبيق اختبار كا ' في مثل هذه الحالات :

أراد باحث معرفة العلاقة بين التوافق الاجتماعي لطلبة الكليات ونجاحهم الدراسي ، فأجرى استبيانا للتوافق الاجتماعي على عينة من هؤلاء الطلبة ، ثم قسمهم حسب نجاحهم تبعا لتقديراتهم في النجاح ، فكانت نتيجة البحث كما هو مبين في الجدول الآتي :

				التوافق
المجموع	توافق منخفض	توافق معتدل	توافق عال	
				الدز اسة
۳۰	1	1	17	ممتساز
٣٠	Υ	10	٨	جيدا جدا
٦.	17	٣٦	٨	جيـــد
۸۰	4	٦٥	٦	مقبـــول
٥٠	۳۱	11	٨	ضعیف
٥٠	۲۸	١٤	٨	ضعيف جدا
٣٠٠	١.,	10.	٥٠	المجموع

جدو ل (٩١) العلاقة بين النجاح الدراسي والتوافق الاجتماعي لطلبة الكليات .

ويهدف الباحث الى معرفة هل يعتمد كل من المتغيرين على الآخر أم أنهما مستقلان تماما بعضهما عن بعض . :

والطريقة هنا هي نفس الطريقة المتبعة دائما في تطبيق اختبار كا ^٢ ، وهي تنحصر في تكوين جدول تكراري على أساس الفرض الصفري ، أي على أساس استقلال العاملين بعضهماعن بعض، فاذا ثبت بعدذلك أن كا ذات دلالة احصائية رفضنا الفرض الصفري . واختبرنا المتغيرين مستقلين .

لمعرفة عدد الممتازين الذين على درجة كبيرة من التوافق على فرض استقلال العامل الدراسي وعامل التوافق نلاحظ أن عدد الممتازين جميعا \mathfrak{R} طالبا \mathfrak{R} منهم متوافقا الأول) ، كما نلاحظ أن في المجموعة كلها البالغ عددها \mathfrak{R} طالبا \mathfrak{R} منهم متوافقا توافقا عاليا ، أي ما يعادل $\frac{1}{\mathfrak{R}}$ المجموعة الكلية . فان لم تكن هناك أي علاقة بين الدراسة والتوافق توقعنا أن النسبة $\frac{1}{\mathfrak{R}}$ ($\frac{1}{\mathfrak{R}}$) تكون محفوظة في جميع مراتب الدراسة. أي نتوقع أن يكون عدد الذين نجحوا برتبة جيد جدا ومتوافقين توافقا عاليا \mathfrak{R} \times $\frac{1}{\mathfrak{R}}$... ونتوقع أيضا أن يكون عدد الذين نجحوا برتبة جيد ومتوافقين توافقا عاليا \mathfrak{R} \times $\frac{1}{\mathfrak{R}}$... \mathfrak{R}

وفي حالة تكرارات خلايا العامود الثاني نجد أن عدد المتوافقين توافقا معتدلا يعادل نصف المجموعة الكلية ($\frac{100}{1000}$). فيجب أن تظل هذه النسبة محفوظة في جميع خلايا هذا العامود على فرض أنه ليس هناك علاقة بين المتغيرين ، فنتوقع أن يكون عدد الممتازين المتوافقين توافقا معتدلا $\frac{100}{1000}$ ، وعدد الناجحين برتبة جيد جدا ومتوافقين توافقا معتدلا $\frac{100}{1000}$ ، والناجحين برتبة جيد $\frac{100}{1000}$ ، والناجحين برتبة جيد $\frac{100}{1000}$ وهكذا .

ونلاحظ من هذا أن التكرار المتوقع لكل خلية من خلايا هذا الجدول يساوي مجموع الصف × مجموع العامود ما للجموع الكل المجموع الكل المحمود المحمود

فاذا رمزنا للصف بالرمز أ وللعامود بالرمز ب كان التكرار المتوقع للخلية في الصف أ والعامود ب أي الخلية أ ب ذات التكرار ك_ا

> ك أ × ك ب ك ك والخطوة التالية هي تكوين جدول من التكرارات النظرية كالآتي :

المجموع	توافق ضعيف	توافق معتدل	تو افق عال	التوافق
المبسي				الدر اسة
٣٠	١٠	10	٥	ممتـــاز
۳.	١.	10	٥	جيد جدا
٦٠	٧.	۳.	١.	جيـــد
۸۰	۲٦,٧	٤٠	۱۳٫۳	مقبول
٥٠	17,7	۲0	۸٫۳	ضعيف
0.	17,7	Y0	۸٫۳	ضعیف جدا
٣٠٠	١٠٠,١	10.	٤٩,٩	المجمــوع

جدول (٩٢) التكر ارات المتوقعة على أساس الفرض الصفري

وبعد ذلك نستطيع أن نحسب كا' بنفس الطريقة المعتادة :

		التكرار المتوقع	التكرار الأصلي
('친~린)	(1-4)		
		_1	Ð
٤٩	٧	٥	۱۲
٣٦	٦	10	٩.
\	١ –	١.	4
4	٣	٥	٨
		10	10
4	۳ –	١.	٧
٤	۲ —	١.	^
42	٦	۳٠	77
			17
			٠,
770	70	٤٠	٥٢
717,79	17,7-	7 7, 7	٩
٠,٠٩	۰,۳-	۸٫۳	٨
197	12, -	40	11
7.2,29	18,7	۱٦,٧	۳۱
٠,٠٩	۱۰,۳-	۸٫۳	٨
171	11-	70	£
177,79	11,7	۱٦,٧	44
	٦,٦٦		
	7,77	٣٠٠	٣٠٠
	•••		
	77 9 4 2 77 17 07,79 717,79 197 7.2,29	\$4 \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	21 21 21 21 21 21 21 21 21 21 21 21 21 2

جدول (٩٣) حساب كا^٢ في اختبار اعتماد متفيرين كل عل الآخر

من هذا الجدول يتضع أن كا = ۸۱٬۳۷ ودرجات الجرية = (۳ – ۱) (۲ – ۱) = ۱۰ وبالرجوع الى جدول كا ^۲ نجد أن قيمتها ذات الدلالة لهذا العدد من درجات الحرية عند ٠,٠٥ تعادل ٢٤,٩٩٦ وعند ٠,٠١ تعادل ٣٠,٥٧٨ أي أن قيمة كا ^۲ في الجدول ذات دلالة احصائية عند هاتين النسبتين مما يجعلنا نرفض الفرض الصفري . ويؤدي بنا هذا الى احتمال اعتماد كل من المتغيرين (التوافق والدراسة) كل على الآخر .

ويمكن تلخيص طريقة حساب كا ٢ في الجدول التوافقي في القانون الآتي :

و هو يتطلب الخطوات الآتية :

احسب التكرار النظري لكل خلية فاذا رمزنا للخلية بالرمز أب وكان رمز تكرارها الأصلي كان من تكرارها النظري المقابل للتكرار التجريبي يحسب بضرب الصف كم تكرار العامود كي وقسمة الناتج على التكرار الأصلي ك .

٢ - اطرح كل تكرار نظري من التكرار الأصلي (التجريبي المقابل له) أي احسب
 ١٤٠٠ - كان المرار الأصلي (التجريبي المقابل له) أي احسب

٤ - اقسم مربع الفرق في كل خلية على التكرار النظري لها أي أوجد

اجمع خوارج القسمة للخلايا المختلفة ، فيكون حاصل الجمع هو قيمة كا ٢.

٦ - احسب درجات الحرية للجدول التوافقي و هي تساوي :

(عدد الصفوف - ١) × (عدد الأعمدة .. ١).

٧ — اكشف عن قيمة كا ٢ ذات الدلالة المقابلة لعدد درجات الحرية من جدول كا ٢ عند نسبي ٩٠,٠ و ١٠٠١ ، فان كانت القيمة الناتجة أقل من القيمة في جدول كا دل ذلك على استقلال المتغيرين بعضها عن بعض ، وان كانت أكبر منها دل ذلك على اعتمادهما بعضهما على بعض .

حساب معامل التوافق من كا ٢:

بالرغم من أن اختبار كا ^٢ يفيد الباحث في تحديد ما اذا كان أحد المتغيرين يعتمد على الآخر ، أم أنهما مستقلان عن بعضهما تماما . الا أنه في الحالات التي يتضح من هذا الاختبار أن المتغيرين مرتبطان لا يفيد الاختبار كما هو في معرفة مدى العلاقة بينهما ولكن بتعديل بسيط في قيمة كا ^٢ يمكن أن تحصل على قيمة قريبة من معامل التوافق الذي سبق ايضاحه في الباب السابق .

وطريقة حساب معامل التوافق من قيمة كا ٢ تنحصر في تطبيق

$$\overline{\frac{\gamma_{0}}{\dot{\upsilon} + \dot{\upsilon}}} = 0$$

ولتطبيق هذا القانون في المثال السابق نجد أن :

معامل التوافق =
$$\sqrt{\frac{\Lambda 1, TY}{T \Lambda 1, TY}}$$
 = $\frac{\Lambda 1, TY}{T \Lambda 1, TY}$

ومعامل التوافق لا يحسب في هذه الحالة الا بعد تطبيق اختبار كا " . والاستدلال من هذا الاختبار على أن هناك علاقة بين المتغيرين ، أما اذا أثبت هذا الاختبار أن المتغيرين مستقلان كل عن الآخر فيكون لا معنى مطلقا حينئذ لحساب معامل التوافق ، لأنه في هذه الحالة يكون عادة عديم الدلالة .

تحليل التباين :

يستخدم اختبار برت ، في المقارنة بين متوسط مجموعتين لمعرفة ما اذا كان الفرق بينهما جوهريا لا يمكن أن يكون قد حدث عن طريق الصدفة ، أو بمعنى آخر لاختبار الفرض بأن المجموعتين يمكن اعتبارهما عينتين من مجتمع أصلي واحد ، ويمكن تحوير هذين الفرضين ووضعهما على صورة فرض صفري بأنه ليس هناك فرق حقيقي بين المتوسطين في المجتمع الأصلي .

ويضطر الباحث في كثير من الأحيان أن يختار عينته التجريبية من جهات متعددة . فيجري اختباره مثلا على عينة من مدارس متباينة ، أو من مستويات مختلفة من الثقافة ، أو مستويات اقتصادية اجتماعية متنوعة ، أو من بلاد مختلفة ، ومثل ذلك حينما يجري الباحث استفتاء عن موضوع معين ، أو بحثا اكتشافيا للرأي العام نحو مشكلة خاصة فيجمع العينة التجريبية من أوساط وأقسام مختلفة . وتكون المشكلة التي يصادفها الباحث هي هل يكون محقا اذا جمع النتائج الجزئية التي حصل عليها ويعاملها على أنها نتيجة واحدة من مصدر واحد ، أم أن عليه أن يعاملها على أنها نتائج منفصلة مختلفة ؟ في مثل هذه الحالات ينبغي أن يتحقق من عدم دلالة ما بين هذه المجموعات وبعضها من فروق . ويمكنه القيام بهذا الاختبار على أساس المقارنة بين كل مجموعتين على حدة مستعملا في ذلك اختبار « ت » ومعنى هذا أنه يقوم بعدة اختبارات للوصول الى هدفه ، فان كان عدد المجموعات أربعة اضطر الى اجراء ٣ اختبارات واذا وصل عدد المجموعات الى ٨ كان عليه أن يجري ٢٨ اختبارا هـ

ولكن طريقة تحليل التباين التي وضعها Fisher توصل الى هدف المقارنة بسين مجموعات متعددة عن طريق مباشر . فالتباين هو متوسط مربعات فروق القيم عسن المتوسط ، أي أنه مربع الانحراف المعياري . ويمتاز التباين عن الانحراف المعياري في أن استخدامه أعم وأنه يصلح لعمليات كثيرة ، فهو يخضع لعمايات الجمع مثلا فاذا جمعنا مجموعتين احداهما مكونة من ن قيمة وانحرافها المعياري ع والثانية من ن قيمة وانحرافها المعياري ع فقد توصل هلسن Helson الى حساب الانحراف المعياري المجموعة الكلية المكونة منها من المعادلة الآتية :

حيث ع٢ : تباين المجموعة الكلية (المكونة من المجموعتين ٢٠١)

ن : عدد حالات المجموعة الكلية .

ن : عدد حالات المجموعة الأولى .

ن : عدد حالات المجموعة الثانية .

ف : الفرق بين متوسط المجموعة الأولى والمتوسط العام للمجموعة الكلية

ف : الفرق بين متوسط المجموعة الثانية والمتوسط العام للمجموعة الكليسة

واذا ضربنا حدي المعادلة في ن تصبح :

ن ع ۱ + ۲ رف رن + ۲ رو رن = ۲ ون

ويلاحظ أن هذه المعادلة تحلل مجموع المربعات (مربعات فروق القيم عن المتوسط العام) الى قسمين :

أولا: ن ع ٢٠؛ ن ع ع ٢ وهذا المقدار هو مجموع المربعات داخل المجموعتين أي مربعات الفروق الموجودة بين كل قيمة ومتوسط المجموعة التي تنتمي اليها .

ثانباً : ن ٍ ف ٍ ٢ + ن ٍ ف ٍ ٢ وهو المجموع المرجح Weighcd لمربعات الفروق بين متوسط كل مجموعة والمتوسط العام .

ومن الطبيعي أن كلا من الجزئين يسهم في التباين العام بقدر يختلف تبعا لطبيعة المجموعات وانسجامها أو اختلافها بعضها عن بعض . فان كان متوسط المجموعات المكونة للمجموعة الكلية واحدا فان التباين الكلي يرجع الى التباين الداخلي في المجموعات فقط ، وذلك لأن قيمتي ف ، و ف في في المعادلة السابقة تصير صفرا . وكلما زادت الفروق بين متوسطات المجموعات والمتوسط العام كلما قل تجانس المجموعة الكلية .

فكأن درجة تجانس المجموعة يتوقف على النسبة بين نصيب القسمين السابقين من التباين . ولتوضيح ذلك نفيرض ثلاث مجموعات تتكون كل منها من خمسة أطفال أعمارهم كالآتي :

ومن هذه القيم الاثني عشر يمكن حساب مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط العام كما يلي :

ر مجموع مربعات انحرافات المتوسطات عند المتوسط العام .

$$= [(\forall -r)^{7} + (a-r)^{7} + (r-r)^{7}] \times 3$$

$$= 7 \times 3 = \lambda$$

منجصو مجموع مربعات انحرافات القيم داخل المجموعة عن متوسطها ـــ

ولمراجعة العمليات الحسابية التي أجريت للاحظ أن $Y = Y \times X + 1$ أي أن مجموع مربعات انحراف القيم عن المتوسط العام = مجموع مربعات انحرافات المتوسطات عن المتوسط العام X = X عدد أفراد كل مجموعة + مجموع مربعات انحرافات القيم داخل المجموعات عن متوسطات المجموعات التابعة لها .

وقد ذكرنا أن مدى انساق المجموعة الكلية يتوقف على النسبة بين (التباين بين المجموعات) و (التباين داخل المجموعات) فان كانت النسبة كبيرة دل ذلك على عدم تجانس المجموعة الكلية .

ولكي نحصل على التباين من مجموعات المربعات التي حسبناها ينبغي أن نقسم كل مجموع على عدد درجات الحرية في كل حالة .

فدرجات الحرية لمجموع مربعات انحرافات القيم عن المتوسط العام

== عدد القيم كلها - ١ = ١١ - ١ = ١١

ودرجات الحرية لمجموع مربعات انحرافات المتوسطات عن المتوسط العام

= المتوسطات أي عدد المجموعات − ۱ = ۳ − ۱ = ۲

ودرجات الحرية لمجموع انحرافات القيم داخل المجموعات

= مجموع درجات الحرية للمجموعات كل على حدة .

$$(1-x^{0})+(1-x^{0})+(1-x^{0})=$$

ويلاحظ أيضا أن عدد درجات الحرية في الحالة الأولى = مجموع درجات الحرية في الحالتين الثانية والثالثة ويمكن أن نضع النتيجة في الجدول الآتي :

متوسط مجموع المربعات(التباين)	مجموع المربعات	در جات الحرية	المصدر
٤,٠٠	٨	Y	بين المجموعات
١,٥٦	١٤	4	داخل المجموعات
	77	11	المجمــوع

جدو ل (٩٤) محليل التباين لقيم نلاث مجموعات

وقد أطلق اسم F Ratio و نسميها « نسبة ف » على النسبة بين التبابن بين المجموعات والتباين داخل المجموعات . ووضع Snedecor جدولا لقيمها التي تكون لها دلالة احصائية عند نسبتي ٥٠٠، ، ، ، ، ، ، ولاستخدام هذا الجدول يلزمنا معرفة درجات الحرية لكل من حدي النسبة . ونظرا لأن القيمة الصغرى من التباين تقابلها درجات حرية عددها ٩ في المثال السابق نبحث في الجدول عن العامود تحت الرقم ٢ والصف الذي رقمه ٩ (فأرقام الأعمدة هي الخاصة بدرجات الحرية المقابلة لأكبر جزء من التباين ، وأرقام الصفوف هي الخاصة بدرجات الحرية المقابلة لجزء التباين الأصغر . والجزءان في هذا المثال الصفوف هي الحاصة بدرجات الحرية المقابلة لجزء التباين الأصغر . والجزءان في هذا المثال المحتمال ٥٠، هي ٢٦٠) وبالرجوع الى الجدول نجد أن قيمة « نسبة ف » ذات الدلالة عند نسبة احتمال ٥٠، هي ٢٠٥٨) وعند ٢٠٠١ هي ٨٠٠ أي أن قيمة «ف» في هذا المثال ليست لها دلالة عند النسبتين .

ومعنى هذا أن التباين بين المجموعات وبعضها لا يزيد عن التباين داخل المجموعات بنسبة كبيرة تجعلنا ذئك في تناسق المجموعة الكلية المتكونة منها ، أي أننا نستطيع أن نقول أن هذه المجموعات الثلاثة قد أخذت كعينات من مجتمع أصلي واحد ، وبمعنى آخر أننا نستطيع أن نقبل الفرض الصفري .

ويكون الاستنتاج الأخير سهلا في حالة عدم دلالة الفروق بين المجموعات لأن هذا الاستنتاج يتضمن عدم وجود فرق جوهري بين أي مجموعتين من هذه المجموعات الثلاث، أما اذا كان هناك فروق جوهرية بين أي مجموعتين فان تحليل التباين سيوضح أن المجموعات كلها لم تأت من مجتمع أصلي واحد وتكون نسبة «ف» ذات دلالة احصائية واليك المثال الآتي لتوضيح هذه الحالة.

طبق اختبار تحصيلي على عيبة من كل من أربعة فصول دراسية فكانت الدرجات كما هي مبينة فيما يلي :

<	17.70	3.00	2.40 7.50	\$.17 V.A0	7.4V	Y,14	۲.۷۹	۲.۷۲	1.7.7	7.77	7.02	73.r 70.7
بر	14.46	31.0	4.٧.	4.10	۶.۲۹ ۸,۷٥	۲۲.۶ ۷۶,۲	۲۲.۷	>	×4.7	۸۷.۸	4.7.4	V. V.
o	17.71	17.77	13.0	0:19	1.,44	77.1	03	14.44	٥١٠٠١ ٧٨٠	34.3	1 6 . V . 3	4.4.3
~	٧.٧١	1,18	7,04	1.49	10,07	17:01	7 e - 3 r	3	12.77	30.31	18,20	18:41
7	10.15	9.00 T.A1	9.7A 79,57	9.1Y YA.V1	9. • 1 71,72	74.41	۸۸.۸۸	77.29	۸.۸۱ ۲۷.۳٤	۸.۷۸ ۲۷.۲۲	7V.17	7V.0
٠,	10,01	19,	19,17	14,40	14,4.	14.44	19.77	19.47	14,7%	19.50	19.8.	19.61
	10.3	4.4	4.3.0	011,0	327,0	344	۷۲۴۰ م	146:0	13.1	7.07 7.37	17	1.1.7 334
	-	4	-1	*	o	و ر	<	>	هـ	·	11	17
٠								-	ن - ن	ن ۱ درجات الحرية	اهي.	

	۲۸,۸	7,01	10,0	0; 4	61.3	13.3	۲,۲۸	2,15	7.3	7,18	۲,۸٦	۲,۸۰	
7	6,4.		4,46	7,17	7,97	٧,٨٥	٧٧,٧٧	٠٨,٧	٥٦٤٦	٧,٦٠	۲,0٦	۲,04	
	177.	46.1	0,40	0, £1	0, 1	¥.^.3	\$,70	٤,0٠	٤,٣٩	٤,٣٠	٤,٢٢	6,17	
1	£, V0	۲,۸۸	Y', 54	4,47	7,11	۲.٠١	7.97	٥٨, ٢	٠٧٠,	۲,٧٦	777	4,79	
	9.70	٧,٢٠	7,77	٧٧,٥	٥٣٢	٧٠٠٥	\$. AA	٤,٧٤	٤,٦٣	٤٥,٠	2,27	٤,٤٠	
1	\$,\\$	۲,۹۸	4.04	17,77	۲,۲۰	4,00	r	Y,4.	7.97	۲۸,۲	۸۷,۸	۲,۷۹	
	3	Y.07	7,00	0,44	37.0	0.49	١٢٠٥	0,47	٤,٩٥	\$,40	٤,٧٨	٤,٧١	
<i>-</i> .	14.3	٤,١٠	4,41	۲,٤٨	٣,٣٣	77.77	Y:12	4,.4	77	٧,٩٧	3.45	7,91	
	10.07	7:1	7,44	73,54	7,•7	۰۸۰	0.77	0.57	٥,٣٥	0,77	0,11	0,11	
	0.17	17.3	۲,۸٦	41.4	T. 2.A	٣-٣٧	4.44	۲.۲۳	۲,۱۸	4:14	て:一・	۳,۰۷	
	11,77	٥٢,٨	٧,٥٩	٧,٠١	7.71	7,44	7,14	7.04	0.44	٥.٨٢	34.0	٧٢,٥	
>	٥,٣٢	13,3	٤٠٠٧	134.7	17,79	4,01	T.0.		12.79	4,45	サゲノ	۲,۲۸	

. <	بر	0	~	7	~		ر. د.	
۲.۲۲ ۲۲.۲۰	7,7V	4.4	13.71	71.17	19.01	70£ 7,777		
34.7	7.7A	4.4 4.4	31.0	31.17	14.0.	1.771	0	
۲.۲٥	7.14 7.14	44	14.04	71.17 30.0	19.69	307.F	7	
Υ:ΥΛ ο.Υο	1.4.7	4.14	14.01	۸.۵٦ ۲٦.۲۲	19.69	377.5	7:	
7.79 0,74	7,77 7.•1	4.1V	17.71	٧٠.٢٧	19.80	377.5	< o	
۳,۳۲ ۰.۸۰	۲.۷0 ۷,۰۹	37.8	14.14	۸۰۰۸ ۲۲.۲۷	19.EV	7.7.7	0	
r.r.e	4,44 4,18	9,79	٥.٧١	13.77	14.EV	1.77.1	* 3	
4.4.4 0,4%	۲.۸۱ ۷.۲۳	4.4.6	14.74	10.64	19.27	7. YOY 7. YEA	۳.	
7: Y	۲۰.۸٤ ۷,۳۱	43.P	14.44	77,77	19.20	7.77°E	3.4	
7:10 33.4	Y.74	\$.07 4,00	۰.۸۰ ۱٤.۰۲	A,77 77,74	19,58	7.4.7 7.7.7	٧.	
77,5 63 .4	7.97 7.07	VL-6	34,0	71.79	19.58	787 7,179	17	بن الأكبر
04'L 10'A	7.47 V,7•	AA-6 -	9.AV 18,78	77,4Y	19,EY	731.7	1.5	التباين

1-1

73.4 44.4				, 	1	
35.4 14.4 31.4 14.4	F	=	=	-	م	>
Ab.1 Lo.4 Ab.2 LA5.4 LA5.4 LA7.4 BT.4 LB7.4 LB7	7, 17	7,77	7.2.	7.4.7	7,V1	7, AT
35.4 64.4	7,18	1	T, 21	T,97	4.V4	1
37.4 44.4 43.4 34.4 44.4 14.4			7,27 7.77	1.6.1 1.0.1	Y.VT 2.77	14.3
33.4 10.4 43.4 34.4 14.4 41.4 10.4 43.4 14.4 14.4 35.4 10.4 10.4 14.4 14.4 14.4 14.3 10.4 10.4 14.4 14.4 14.4 14.3 10.4 10.4 14.3 14.3 14.3 14.4 14.3 10.4 10.4 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 10.4 10.4 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 10.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 10.4 14.4 14.4 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.4 14.4 14.4 14.3 14.4 14.4 14.3 14.4 14.4 14.4 14.3 14.5 14.4 14.4 14.3 14.5 14.4 14.4 14.4 14.4 14.4 14.4		1	Y.80	1.09	13.3	7,9A 5.97
33.4 10.4 43.4 34.4 14.4 41.4 10.4 43.4 14.4 14.4 35.4 10.4 10.4 14.4 14.4 14.4 14.3 10.4 10.4 14.4 14.4 14.4 14.3 10.4 10.4 14.3 14.3 14.3 14.4 14.3 10.4 10.4 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 10.4 10.4 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 10.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 10.4 14.4 14.4 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.3 14.4 14.4 14.4 14.3 14.4 14.4 14.3 14.4 14.4 14.4 14.3 14.5 14.4 14.4 14.3 14.5 14.4 14.4 14.4 14.4 14.4 14.4		7.77	7,2Y 7.V2	¥.7.	۵۶.۶ ۷۷.۲	۲
33.4 hu.4 ho.4 ha.4 sura 33.4 hu.4 ou.4 hu.4 vb.4 hu.4 vv.4 ro.4 vb.4 hu.4 ro.4 ro.4 vb.4 ro.6 ro.6 ro.6 vb.4 ro.6 ro.6 vb.6 ro.6 ro.6 ro.6 vb.6 ro.6 ro.6 vb.6 ro.6 ro.6 ro.6 ro.6 vb.6 ro.6 ro.6 ro.6 ro.6 ro.6 ro.6 ro.6 ro	Y.YE	Y.E.	۲,0.	11-3 31-3	۲۰۷۰	0
33.4 10.4 43.4 33.4 44.4 04.4 Vb.4 46.4 14.3 Vb.4 46.4 14.4 Vb.4 Ab.4 36.4 Vb.4 Ab.4 36.4 Vb.7 Ab.3 Ab.3 Vb.7 A		Y-EY Y;71	7.07 7.07	۸۱.3	۲۰.۸۲	7:0
33.7 10.7 33.7 10.7 14.3 1.3 14.3		۲.٤٦	7.0V	۲,۷،	31.3	0.7.>
7.1.7 7.1.7		Y.0.	11.7	7.VE	4.4.	Y.17
		7.0£	1.3	13:3 VV.Y	٠٨.٤	7.10
7	7.77 23.7	Y.7.	17.3	۲۰۰۲	4.4. 4.4.	0.4.4.
_	۲.٤٨	n o	3.7.2	. r.3 r.>1	6 -	7.77

- >	Y . 4 >	7.17	4.·.3 3.4.4	۲.0.	4,40	7,77	1.5.7	7,24	7,17	1,14	1,94	1,14
1	٧,١٧	7 . 0	£.Y.	4.74	T.E.1	4.17	T-, - Y	۲.۸۸	۲.٧٨	۲.٧٠	7.77	7.07
+	*7	4.17	۲.۷۹	Y.07	۲,٤٠	7.79	۲,۲.	۲.۱۲	٧٠.٧	77	1.4^	1.40
ز	7.77	0.17	17.3	7.74	4.04	4.44	4.11	Y:44	۲,۸۸	۰ ۷. ۲	7.44	7.77
>	٠,٠٪	4.44	7.72	Y.71	Y-20	34.4	7.70	٧١.٦	۲.۱۲	٧٠.٧	۲٠٠٤	۲.۰۰
2	٧.٥٦	0.4.0	10.3	7 · · 3	۲.٧٠	T. 2V	٣.٣٠	4.11	41	٧.٩٨	۲.٩.	¥.7.
<	£,17	4,44	7.97	7.74	7.04	7.27	7,72	٧٧.٧	۲.۲۱	11.7	۲,۱۲	7.04
~	٧.٨٢	17:0	٤,٧٢	14.3	T.4.	۲.7٧	۲.0٠	٢٣.٣	4.40	4.17	7	77
1.1	17.3	T. E .	7: -	۲.۷۸	7.77	7.01	7.ET	۲.٣٦	۲.۲۰	17.7	14.4	۲.۱۸
-	۸.۱۰	o . > o	31.3	43.3	1.3	۲.۸۷	۲.۷۱	T.07	4-50	4.44	۲۰.۳۰	4.44
70	2.40	7.54	7.1.	٧٨. ٢	۲.۷۱	4.T.	7.07	7.50	٠3.٢	4.40	7.44	۲.۲۸
	3.4	1,1,1	0.\A	44.3	2.7.2	\$.1.	4.44	4.44	۲.۱۸	T.04	4.01	4.50
0		Y.04	T. Y.	7.47	۲.۸۱	۲.۷.	7.77	Y.00	γ.ο.	Y. 20	Y-E1	۲,۳۸
-		4	7	•	0	بر	٧	٨		1.	11	14
	-											
	†								ر.	_	درجات الحريسة	۲۰,

			 -,											 -
1	٦ د		۲.۱۸	1 40	Y, Y.	1.5	4.44	1.47	7.77	١,٨٠	¥.4.	1,1	7.77	·, > •
1.97			7.78	1.49	7.77	1,7.	7,79	1.71	7,72	۱۸۲۲	4.44	٥٨, ١	۲,٤٣	1,/\
1,9V 7,7V	•		77,77	17,1	Y.7" E	1,15	۲,۳۷	1,/0	Y. E 1	٧٨,١	Y, £ £	1,14	7.01	1.47
1.44 Y,V•	۲		13.7	۸۸, ۱	7,54	1,>4	7,57	1,4.	۲,0٠	13.1	4,04	36.1	Y.09	1.97
Y,•Y Y,V1	1		1,01	1,98	7,04	1.40	Υ,οο	1,47	Y.7.	1,41	7,77	٠٠,٧	17,74	7,.4
4.4 4.44	< 0		7,78	1.4	Y.77	77	7,79	4.04	۲,۷۲	٥٠,٧	۲.٧٦	۸٠٠٨	۲,۸۲	Y:1.
Y, • A Y, A1	0		٠,٠٠	Y . • 9	۲.۸۲	۲,1۰	٥٨,٢	7.14	γ.4.	Y,18	7.97	7,17	7,99	4:14
Y;11	Lv		4: . 4	4.41	T7: - E	7.77	4.04	4,44	T; 11	44.4	4.18	44.4	4.4.	۲.۲۰
7:10	۲.		77.77	7.4.7	4.45	۲,۳۸	4.4.1	7.49	r.£1	13.7	4.55	Y. 24	T.01	7.£7
Y; Y4	3.4		۲.۷۸	۲.7.	۲,۸۰	11.1	T+, AT	77.77	۲.۸۸	7.70	4.41	7,77	Y, 1/	۲,۷۰
Y, YT	۲.	کے	1.3	7.99	11.3	۲.:	17.3	۲,۰۲	1.4.3	۲.۰۶	٥٧.٤	7	۲۸.3	۲.٠٩
7.79 7.79	=	ان رائد ا	7.78	۲,۸٤	1.11	۲.>٥	٠٧,٢	4,17	7,17	4,74	1 % 1		٠.	7,92
7.77	12							*		~··		·		7

			- :
_	\ \V3.\	30.1	-
	1.44	\.\.\ \	
	1.01	٧٠٥٧	
_	1.^^ 1	1.9/	
_	1.07 /	1.78	
~	Y Y	۲.1۰	
_	1.78 1	1.74	
4	Y.11 Y	۲ ۲ .	
	1.79 1	1.78	
~	Y. 79 Y.	۲.۳۸	_
1.	1.79 1	V9 1.75 1.79	3.7.1
~	Y. 29 Y.	γ.ο.	
_	1.74	34 -	
4	T.79 T.	۲.٧٧	<u> </u>
_	1 44 7	3. 1	

	 1		
	1000	:	٠.
1,	1,•A 1,11	1,14	1,14
1,11	1,14	1,17	1,44
1,11	1,14	1,44	1,77
37.1	1,47	1,44	1,44
1,77	1,4.	1,54	1,40
1,40	1,0.	1,47	17.47
1,00 1,5.	1,57	37.61	17.20
7,22	1,4,1	34.1	1.04
1,01	1.04	1,0%	\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\
1,04	1.04	154.	1777
1,72 1,79	1,70 1,V. V,.1 7,.4	1,7V 1,VY 7,08 7,1Y	1,74 1,VE
Y Y A L Y	7, · 4	7,17	7,14

جدو لـ(٩٥) ة م ف نلمة بلمة لدرجات الحرية المختلفة (الأعملة لدرجات الحرية للتباين الأكبر عند نسيتي ه ٠٫٠ (العدد العلوي في كل حانة) و ٢٠٠٠ (العدد السفلي في كل عانة) .

فصـــل (د)	فصل (ج)	فصل (ب)	فصل(أ)	
70	70	٣٨	44	
77	77	٤٢	17	
٧١	**	70	70	
14	44	47	۳۰	
77	٤١	٣٧	۲.	ļ
78	٣٤	٤٠	37	
£ £	44	٤١	٣٨	
٧٠	٨٢	44	**	
YY	٣٥	40	٣٧	l
17	٤٢	44	71	
77.	44.	۲۸۰	· Y V •	المجموع
**	٣٣	٣٨	۲V	المجموع المتوسط

جدول (٩٦) درجات أرىمة فصول في اختبار تحصيل

ويكون المتوسط العام =
$$\frac{77 + 77 + 77 + 77}{3}$$
 (نظرا لأن العدد متساوي في المجموعات) .

مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط العام .

متوسط مجمسوع مربعات التبـــاين	مجموع المربعات	درجات الحرية	المصدر
٤٨٦,٦٧	187.	٣	بين المجموعات
۲۸,۸۲	1.48	77	داخل المجموعات
	7898	44	المجموع

جدول (٩٧) تحليل تباين در جات اربعة فصول في اختبار تحصيلي

$$17,40 = \frac{807,77}{70.00} = 17,40$$
 ومن ذلك تكون ف

واذا رجعنا الى جدول (ف) مع ملاحظة أن درجات الحرية المقابلة للتباين الأكبر تساوي ٣ ، وأن درجات الحرية المقابلة للتباين الأصغر هي ٢٦ (أي في عامود ٣ القيمة المقابلة للعدد ٣٦ نجد أن قيمة ف ذات الدلالة عند نسبة ٥٠٠٠ تنحصر بين ٢,٩٢ ، ٢,٩٢ ، وعند نسبة « ف » هنا ذات دلالة احصائية فهي

أكبر من القيمة اللازمة عند نسبتي ٥٠٠١ ، ١٠٠٠ ويهم الباحث في كثير من الأجيان معرفة أي المجموعات هي التي سببت ريادة للتباين بين المجموعات عن التباين داخل المجموعة لهذه الدرجة ، وفي هذه الحالة يضطر الى حساب معامل « ت » بين كــل مجموعتين أي حساب ٢ معاملات في هذه الحالة بين ١ و ٢ ، ١ و ٣ ، ١ و ٢ . ٢ و ٣ ، ٢ و ٢ . ٣ و ٢ . ٣ و ٢ . ٢ و ٣ . ٢ و ٢ . ٣ و ٢ . ٣ و ٢ . ٣ و ٢ . ٣ و ٢ .

وقيم " ت " في المثال الحالي ومدى دلالتها موضحة في الجدول الآتي :

دلالة عند ٠,٠١	دلالة عند ه٠,٠٠	ت	الفصـــول
نعم	نعم	٤,١٠٤	Y : 1
K	K	1.74	۲ ، ۳
K	K	1.17	٤،١
K	K	۲,٤٤	٣ ، ٢
نعم	تعم	14,41	٤، ٢
تعم	ثعم	٥,٣١	٤ ، ٣

جدول (٩٨) قيم "ت" للمقارنة بين متوسطات المجموعات الأربعة

ونجد في هذا الجدول أن نصف عدد قيم « ت » لها دلالة احصائية عند نسبتي • • • • • • • • • • • • ومنه يتضح أن أكبر قيمة لمعامل « ت » بين الفصلين ٢ ، ٤ . والقيمة التالية بين الفصلين ٣ . ٤ . ويمكننا من هذا الجدول أن نستنتج أن المجموعات الأربعة لا يمكن ضم درجاتها واعتبارها مجموعة واحدة ولكن قد نستطيع ضم درجات الفصلين ١ ، ٤ واعتبارها مجموعة واحدة وضم ٢ ، ٣ واعتبارها مجموعة أخرى .

أسئلة على الباب السادس

١ – قسمت مجموعة من التلاميذ الى مجموعتين متعادلتي القوة الدراسية تقريبا في بحث يهدف الى المقارنة بين طريقتين من طرق التدريس ، وفي نهاية السنة الدراسية كانت النتيجة الدراسية للمجموعتين كما يلى : –

رقم المجموعة	عددها	ناجحون	راسبون
(1)	٧٥	٦.	40
(4)	١٣٠	٧٠	٧.

اختبر ما اذا كان هناك فرق جوهري بين أثر كل من الطريقتين على نجاح التلاميذ ورسوبهم .

تكرار تكرار تكرار فثات المجموعة الأولى المجموعة الثالثة المجموعة الثانية درجات الاختبار 4 ٣ **– ۳** ٨ 17 18 27 ۲. 12 - 17 70 27 70 24 ٣. 44 - 11 20 72 41 ٤. 3 34 - 11 - YE 71 Y٨ 14 ۳. - YY 4 8 17 40 4 **- ۳**٠ ١. 17 4 - 44 ٦ 10 ٣ - 47 ٣., 10. المجموع Y . .

جدول (٩٩) حدول تكراري لبيان العلاقة بين ذكاء الابن ووظيفة الأب

٣ - في بحث لبيان العلاقة بين عمل الوالد وذكاء الان أجري اختبار للذكاء على ثلاث مجموعات من الأطفال: المجموعة الأولى آباؤهم يعملون في مهن صناعية والمجموعات الثانية آباؤهم يعملون في مهن كتابية والثالثة في مهن فنية عالية. فكانت نتائج المجموعات الثلاثة كما هو مبين في الجدول التكراري السابق.

باستخدام اختبار « ت » بين ما اذا كان الفرق بين متوسط كل مجموعتين مـــن المجموعات الثلاثة ذات دلالة احصائية .

٤ - عزفت خمس قطع موسيقية على مجموعة من ١٠٠ شخص ، وطلب منهم
 بيان أفضل هذه القطع الخمس فكان عدد الذين اختاروا كل قطعة كما يلي :

44	ī	قطعة
۱0	ب	قطعة
۲۱	>	قطعة
17	د	قطعة
٧٤	Α	قطعة

اختبر ما اذا كان هناك فرق جوهري بين تفضيل المجموعة للقطع الخمس،

اجريت أربع اختبارات على ١٠٠ شخص فكانت معاملات الارتباط بين نتائج هذه الاختبارات الأربعة كما هو مبين في المصفوفة الآتية :

(1)	(4)	(٢)	(1)	اختبار	
٠,٣٣	,£Y	ه۳,	_		اختبار (۱)
٠,٤٧	۲۱,	_			(Y)
•,0\$	_				(٣)
_					(£)

اختبر درجة دلالة هذه المعاملات الستة ، (المعامل المستخدم هو معامل بيرسون) بطريقتين مختلفتين .

٦ -- الجدول التوافقي الآتي يبين العلاقة بين الاجابة على سؤالين مختلفين في الاستفتاء
 عن تربية الفتاة .

المجموع	معار ض	معارض	محايد	موافق	موافق	السؤال الأول السؤال
	بشدة				جدا	الثاني
11.	11	١.	70	٣٠	40	موافق جدا
4.	١٢	١٤	١٢	77	77	موافق
٧٠	١٠	•	10	١٨	۱۸	محايد
4.	۲.	47	10	١٤	١٥	معارض
١	**	71	71	۱۲	١٦	معارض بشدة
٤٦٠	۸۰	۸۰	4.	1:-	11.	المجموع

جدول(١٠٠) جدول توافقي للملاقة بين الاجابة عن سؤالين من استفتاء

4.6

احسب معامل التوافق بين هذين السؤالين عن طريق ايجاد قيمة « كا ٢ » لاستغلال المتغيرين كل عن الآخر .

٧ 🗕 ألقي زهر اللعب ١٠٠ مرة فكان تكرار وقوعه على الأرقام المختلفة كما يلي :

رقم الزهر ۱ ۲ ۳ ٤ ه ۲ ۱۸ ۱۸ ۱۸ ۱۸ ۱۸ ۱۸

هل هذه التجربة تؤيد أم ترفض نظرية الاحتمالات (الصدفة) ؟

 عامل الواضــع عامــل الاتجــــاه . الثابت على اليمين - الثابت على البسار الثانت أطول - الثابت أقصر

استخدم طريقة تحليل التاين لاختبار صحة الفرض الصفري « بأنه ليس هناك فرق جوهري بين هذه الحالات الأربع » .

👂 🔃 أجري إختبار النزعة العصابية ، Neuroticism على مجموعتين من

الأشخاص : احداهما تشتمل على أشخاص عاديين Normals والأخرى

أشخاص غير عاديين Abnormals فكانت نتيجة المجموعتين في الاختبار كما يلي :

> عاديين غير عاديين المتوسط الحسابي ٢٥ لا٣ الانحراف المعياري ٦,٢٥ العـدد ٦٦٢

اختبر مدى صحة Validity هذا الاختبار (أي قدرته على التمييز بين العاديين وغير العاديين).



(ل بر (ل بع

التحليل العاملي Factor Analysis

- = أهداف التحليل العاملي .
- الحطوات التجريبية التي أدت الى التحليل العاملي:
- معادلة الفروق الرباعية . Tetrad Difference Equation
 - = اكتشاف الموامل الطائفية . Group Factors
 - = الطرق العملية للتحليل العاملي : _

طريقة الجمع البسيط . Simple Summation Method

الطريقة المركزية. Centroid Method

طريقة العوامل الطائفية . Group Factor Method

طريقة العوامل الجمعية . Bi-Factor Method

= خـــاتمة .



أهداف التحليل العاملي:

من أهم الأهداف التي ترمي اليها المحاولات العلمية تنظيم الحقائق والمفهومات تنظيما وضح ما بينها من علاقات . أو تقسيمها على أساس ما بينها من أوجه التشابه والاختلاف . وقد نشطت عملية التقسيم والتنظيم منذ منتصف القرن الماضي فيما يتعلق بالظواهر الطبيعية Physical phenomena حيث يكون التقسيم واضحا محدودا وعند ما تحول اتجاه التقديم العلمي للظواهر الحيوية Biological اتضح أن التقسيم المحدد لا يتمثل في الأنواع المختلفة . بل وجد أن السمات والصفات البيولوجية يتداخل بعضها مع بعض فهي سمات مرتبطة لا يمكن فصلها واقرح جولن Galton طريقة معامل الارتباط كوسيلة عددية لوصف هذا التداخل . فاذا انجه التقسيم بعد ذلك الى السمات النفسية أو الظواهسر الاجتماعية كانت صعوبة التقسيم أصعب بكثير نظرا لتعقد الصورة وتشابك العوامل التي تكوم انتشابكا يجعل من العسير على التجارب العملية وحدها — مهما أحكمت — القيام بعملية التقسيم والتنظيم دون مساعدة الوسائل الاحصائية ، ومن أهم الوسائل الاحصائية بهدف لذلك في ميدان القياس النفسي والاجتماعي الطريقة المسماة والتحليل العاملي وحيث ببدأ الباحث بعدد من القدرات الم مجموعات ويرتبط أفرادها تبعا لعدد من الأسس هي التحليل الى تقسيم هذه القدرات الى مجموعات ويرتبط أفرادها تبعا لعدد من الأسس هي التحليل الى تقسيم هذه القدرات الى مجموعات ويرتبط أفرادها تبعا لعدد من الأسس هي التحليل الى ينضح من الشكل التوضيحي الآتي يطلق عليها العوامل . كما يتضح من الشكل التوضيحي الآتي :

جدول (١٠٣) التحليل العاملي كوسيلة من وسائل التقسيم العلمي

وبالرغم من أن الباحث المدرب قد ينجح في بعض الأحيان في اجراء تقسيم كهذا بناء على فحصه ومعلوماته الفنية الا أن هذا التقسيم يكون بمثابة فرض يحتاج الى التحقيق العلمي . وكثير ا ما يعدل في هذا التحقيق أو يلغيه . والتحليل العاملي هُوَ وَسَيَلَةُ هَذَا التحقيق .

وينظر بعض الباحثين الى طريقة التحليل العاملي على أنها وسيلة للتبسيط العلمي (١) ، Scientific Simplification فهو يحول عددا كبيرا من الأوصاف والسمات المعقدة المترابطة الى عدد قليل من العوامل غير المترابطة (وخاصة في حالة العوامل المتعامدة التي سيأتي ذكرها فيما بعد) فبدلا من أن نميز فردا ما عن غيره على أساس درجاته مثلا في عشرين اختبارا نستطيع عن طريق تحليل هذه الاختبارات الى عدد محدد من القدرات تمييزه على أساس عدد قليل من العوامل .

وقد حاول الباحثون في القياس العقلي خلال النصف قرن الأخير الوصول الى المكونات الأساسية للحياة العقلية ، أو الأبعاد الأولية التي ينسب اليها كل وصف نفس لأي فرد . فكما أن الطول أو العرض والارتفاع ثلاثة أبعاد أساسية نستطيع بها أن نحدد شكل الشيء وحجمه ، فكذلك يعمل الباحثون الى الوصول الى ما يقابل هذه الأبعاد في الميدان النفسي ، والتحليل العاملي هو الوسيلة التي يأمل الباحثون عن طريقها أن يصلوا الى هذا الهدف ، حتى يستطيعوا استخدامه بعد ذلك في الأغراض العملية التطبيقية في الحياة كالتوجيه التعليمي والتوجيه المهني والتوبية والمهنية والمهني والتوبيه والتوبية والمهني والتوبية والمهني والتوبية والمهني والتوبية والتوبية والمهني والتوبية والمهني والتوبية والمهني والتوبية والتوبية والتوبية والمهني والتوبية والمهنية والمهني والتوبية والمهنية والمهني والتوبية والمهنية والمهنية والمهني والتوبية والمهنية والم

وقد كان سبيرمان يرى في التحليل العاملي أداة لاكتشاف العوامل الأساسية المسببة للعمليات العقلية Causal Mechanisms والقوانين العامة التي تسير عليها . ومن هذه النظرة العامة التي تجعل العام يهدف الى اكتشاف المسببات قد تغيرت أخيرا بعد أن تشكك العلم كثيرا في صحة العلاقات السببية .

وللتحايل العاملي عدا هذه الأهداف الأساسية التي ذكرت أغراض أخرى تختلف باختلاف البحث ووجهة نظر الباحث ، فقد يكون وسيلة من وسائل التحقق من معامل صدق Validity اختبار معين حيث يجمع الباحث بينه وبين اختبارات أخرى تقيس السمة أو العامل الذي وضع الاختبار لقياسها مع بعض الاختبارات الأخرى ، ويكون نمط تجمع هذه الاختبارات وتقسيمها دليلا على صدق الاختبار ، وقد يمتد البحث الى

Wundt, W. Principles of Physiology, Psychology, 1904.

حصر جميع العوامل الأساسية الداخلة في الاختبار ودرجة تشبعه بكل عامل من هذه العو امــل .

وقد تطبق هذه الطريقة على العلاقة بين الأشخاص ويكون الهدف هنا تقسم الأشخاص المختبرين لاكتشاف الأنماط Types التي تصلح أساسا لهذا التقسيم وما يشتمل عليه كل تمط من عوامل.

الخطوات التجريبية التي أدت الى التحليل العاملي:

اذا تتبعنا تقسيم العمليات العقلية وجدنا آثار هذا التقسيم في آراء فلاسفة اليونـــان كأرسطو وأفلاطون ثم في نظريات الملكات المعروعة . فقد كانت هذه النظرية تقوم على تقسيم العمليات العقلية الى ملكتين عامتين : ملكة المعرفة وملكة الرغبة . كما هو موضح في التقسيم الآتي :

ولكن التاريخ الحقيقي للتحليل العاملي يبدأ منذ أن بدأ القياس العقلي يتخذ اتجاها عمليا تجريبيا على يد جولتن (١) ، فقد وجد من بحوثه عن الانسان والحيوان والنبات أن من بين أفر اد الفصلة الواحدة حتى الخصائص المختلفة ترتبط فيها ارتباطا موجبا.

كما استخدم وسلم (٢) تحت اشراف ماك كين كاتل طريقة معامل الارتباط التي أوجدها بيرسون للتحقق من تمييز القدرة العامة General Ability عن القدرة الحاصة Specific Ability وقد وجد من نتيجة تجاربه أن هناك ارتباطا عاليا بين نواحي

Galton, F. Hereditary Genius. 1869. (1) Psychological Monngraph Supplement III 1901. (٢)

التحصيل الدراسي ، بينما ليس هناك ارتباط يذكر بين النواحي النفسية التي اشتملتها الاختبارات . وقد كان سبب ذلك راجعا الى : _

- (١) العينة التي طبقت عليها الاختبارات والمقاييس كانت مختارة لحد كبير .
 - (٢) كما أن الوظائف النفسية التي شملها البحث كانت حسية بسيطة .

وفي سنة ١٨٩٥ حاول بينيه (١) Binet قياس القدرة العامة (الذكاء) على أنه محصلة عدة ملكات : الذاكرة والتصور والتخيل والانتباه وملكة النهم والقابلية للايحاء والحكم الجمالي والعاطفة الخلقية والقوة العضلية وقوة الارادة والمهارة . وقد أعد اختباره المعروف للذكاء متضمنا هذه الملكات .

وفي سنة ١٩٠٧ قام ثورندك Thorondike ببحث عملي حسب فيه معاملات الارتباط بين عمليات ادراكية وارتباطية ووصل منه الى النتيجة الآتية : — ان النتائج تؤيد أن الوظائف العقلية التي تبدو شديدة التشابه قد تكون في الواقع عمليات تخصصية مستقل كل منها عن الأخرى .

ولكن بذور التحليل العاملي قد نبعت من بحوث وتجــــــارب سبير مان (٣) Spearman فقد أجرى سنة ١٩٠٤ عددا من البحوث قام فيهــــا بحساب المعاملات الارتباط بين عدد من الاختبارات ، وقد انتهى من هذه البحوث الى النتيجتين الآتيتين : ــــ

(أ) أن هناك ما يمكن أن نطلق عليه « الذكاء » كعامل يدخل في جميع العمليات العقليــة.

(ب) ومع هذا العنصر المشترك فان جميع نواحي النشاط العقلي يختلف كل منها عن الأخـــرى .

وكانت هاتان النتيجتان هما الأساس الذي بني عليه سبيرمان نظرية العاملين : Two Factor Theory التي تنص على أن كل عملية عقلية تتكون من عاملين أساسيين :

Binet, A., Henri, V, « La Psychologie Individuelle » L'Année. Psychologue II.

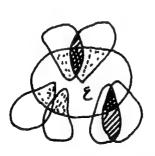
Thorondike, E. L., « Heredity and Correlation in School Abilities » Psychological, (7) Review IX, 1902.

Spearman, C., « General Intelligence Objectively Determined and measured, American (7) Journal of Psychology, 1904.

۱ ــ عامل عام تشترك فيه جميع العمليات الأخرى ويرمزله سبيرمان باليمز « g » ٢ ــ عامل خاص بها تختلف فيه كل عملية عن الأخرى ويرمز له سبيرمــان بالرمز « S » .

وفي بحث بيرت Burt الذي كان يهدف منه الى اختبار صحة النتائج التي وصل اليها سبيرمان ، كما قصد الى اختبار صحة فرض جديد هو وجود عوامل طائفية تتدخل في بعض العمليات العقلية دون غيرها ، وجد بيرت بالفعل أن التحليل الاحصائي لمعاملات الارتباط التي حصل عليها من تجاربه تدل على أن الاختبارات التي استخدمها يمكن تقسيمها على هيئة مجموعات ، تحددها عوامل مشتركة بين اختبارات المجموعة الواحدة علاوة على العامل المشترك بين الاختبارات جميعا .

وقد مهدت هذه البحوث وكثير غيرها لظهور تعديل لنظرية العاملين واعلان نظرية العوامل الثلاثة ، والعلاقة بين النظريتين يمكن تمثيلها بالرسم الآتي :



شكل (٥٠) نظرية ذات العوامل الثلاثة



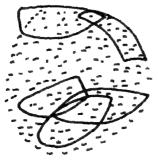
شكل (٤٩) نظرية ذات العاملين

وأهم نواحي النقد التي وجهت ضد نظرية العاملين ونظرية العوامل الثلاثة قد جاءت من جهتين :

Burt, C., Experimental Tests of General Intelligence, British Journal of Psychology, (1) 3, 1909.

(أ) نظرية العينات Sampling Theory التي وضعها تومسون Thomson (أ) نظرية العينات المطائفية المتعددة (٢) Multiple Group Factors Theory

يرى تومسون أن السلوك يتوقف على عدد كبير من العناصر المستقل بعضها عن بعض وهذه العناصر كان يفسرها أحيانا على أنها النيورونات العصبية أو الوصلات بين هسذه النيورونات، وكل وجه من أوجه النشاط يتوقف ويتضمن عينة محددة أو نموذجا Pattern خاصا من هذه الوحدات ومعاملات الارتباط الموجبة بين أي وجهين من أوجه النشاط العقلي مرجعه التداخل الذي يحدث بين العينات المختلفة التي تضم عناصر مختلفة. وعلى هذا الأساس يمكن أن نفسر وجود أي نوع من أنواع العسوامل أكثرها اتساعا وهو العامل العام الى أقلها اتساعا وهو العامل الحاص الذي يختص بعملية واحدة . ويمكن تمثيل هذه النظرية بالشكل الآتى :



شكل (١٥) نظرية المينات لتومسون

أما ثرستون فيرجح تنظيم العمليات العقلية على هيئة مجموعات أو قدرات حسب التفسير النفسي ، ويستبعد ضرورة وجود العامل العام المشترك في جميع هذه العمليات . ويقنع بأن يقرر بأنه لم يجد ضرورة تحتم عليه في أي بحث من بحوثه الالتجاء الى مفهوم العامل العام كأساس لتفسير النتائج .

الا أنسه يعود ويفضل التفسير على أساس العوامسل الطائفية المترابطسة Correlated Group Factors ، أو ما يطلق عليه أحيانا العوامل الطائفية من الدرجة الثانية Second Order Group Factors وبذا يقترب قليلا في تفسيره هذا من احتمال ايجاد العامل العام.

Thurstone, L.L., The Vectors of Mind 1935

Thomson, C., The Factorial Analysis of Human Ability, 1950. (1)

ويمكن أن فلخص النظريات المختلفة للتنظيم العقلي فيما يأتي :

- ۱ ــ نظرية البؤرة الواحدة . Unifocal و يمثلها سبيرمان .
- Multifocal خطرية البؤرات المتعددة ويمثلها ثرستون
 - ۳ _ نظریة اللابؤریــة Non-Focal _ و عثلها ثورندیك .

ومن النظريتين الأولى والثانية نشأت نظرية العوامل الثلاثة ويمثلها بيرت في انجلترا وهلزنجر Holzinger في أميركا .

واليك فيما يلي الأسس الاحصائية التي أدت الى الوصول لأهم طرق التحدا العاملي الشائعة الاستخدام . ومن الطبيعي أن نبدأ في هــــذه الأسس بالوسائل الاحصائية التي استخدمها سبيرمان في بحوثه والتي تعتبر الفتح الهام في هذا الميدان .

معادلة الفروق الرباعية Tetrad Differences Equation

وبالرغم من أن طرق التحليل الاحصائي التي قام بها سبير مان لا تعد من طرق التحليل العاملي الا أنها كانت الأساس النظري والاحصائي الذي بنيت عليه الطرق الأخرى . وقد ساعد على ظهور هذه الطرق التقدم الاحصائي وزيادة استخدام الوسائل الاحصائية في البحوث النفسية في نصف القرن الأخير الذي تلى ظهور نظرية العاملين .

والفكرة الأساسية في نظرية سبيرمان تقوم على مفهوم الترتيب المتدرج المتشعب Hirarchy ويسميه البعض (١) الترتيب الهرمي . فاذا أجرينا ست اختبارات على عينة من الأفراد ووضعنا معاملات الارتباط في مصفوفة مرتبة حسب المجموع الكلي للأعمدة كما في الجدول الآتي :

⁽١) انظر باب التحليل العامل في كتاب الاحصاء في التربية وعلم النص الدكاور عبد العزيز القوصي -الدكتور حسن محمد حسين -- الدكتور محمد خليفة بركات ويفضل المؤلف استخدام اللفظ كما هو فيطلق
على الجدول المرتب عبدا الشكل « الحدول الهيواركي » -

9		د	ب	ب	1	
٠,١٣	37.	۲۳,۰	٠,٤٠	۰٫٤٨		ţ
٠,١٢	۰٫۱۸	٠,٢٤	۰۳,۰	_	٠,٤٨	ب
٠,١٠	٠,١٥	٠,٢٠	_	۰٫۳۰	۰,٤٠	ج.
٠,٠٨	۱٫۱۲		٠,٢٠	٠,٢٤	۰,۳۲	د
٠,٠٩	_	٠,١٢	۰,۱٥	۰٫۱۸	٠,٢٤	۸
_	٠,٠٦	٠,٠٨	٠,١٠	٠,١٢	٠,١٦	و
٠,٥٢	۰,۷۵	٠,٩٦	1,10	1,44	1,71	المجموع

جدول (١٠١) مصفوفة ارتباطية مرتبة على هيئة « هير اكي »

ويلاحظ أن المعاملات في هذا الجدول تتناقص تدريجيا في كل صف أو عامود .

وقد وجد سبير مان أن هذا الجدول حالة العمليات العقلية المعرفية تكون جميعها موجبة الاشارة ، مما جعله يصل الى فرض وجود العامل العام في العمليات التي يتضمنها الجدول الارتباطي . وقد لاحظ سبير مان ملاحظة هامة ، وهي أن النسبة بين المعاملات المختلفة في أي عمودين تكون واحدة ، فاذا أخذنا مثلا المعاملات في العامودين ، همن الجدول نجد أنها :

النسبة		ب
	.,٧٤	٠,٤٨
	۰٫۱۸	_
	۰,۱۵	٠,٣٠
1 : Y	٠,١٢	٠,٢٤
	_	۰٫۱۸
	٠,٠٦	٠,١٢

وكذلك في أي عامودين آخرين ، وقد استنتج سبيرمان أنه اذا وجدت خاصية النسبة

هذه في أعمدة جدول ارتباطي دل ذلك على أن الاختبارات التي يمثل هذا الجدول العلاقة بينها بشترك بينها عامل عام (١) .

والجدول السابق هو جدول فرضي ولذلك نجد أن هذه القاعدة تنطبق تماما على المعاملات في الجدول ، ولكن في التجارب العملية لا يمكن أن يصل الباحث الى هذا النموذج النظري ، فقد تزيد المعاملات أو تنقص عن هذه المعاملات المتوقعة ويحتاج الباحث بعد هذا الى تحديد درجة انطباق النتيجة التجريبية على النموذج النظري المرتيب الهيراركي ، وقد اقترح سبيرمان (٢) لذلك أن نحسب معاملات الارتباط بين كل عمودين من أعمدة المصفوفة الارتباطية ، فاذا كانت كلها مساوية (١) كان الترتيب الهيراركي كاملا ، وكلما بعدت معاملات الارتباط عن ذلك كلما قلت درجة انطباق المصفوفة على الترتيب الهيراركي .

تحولت فكرة النسبة بين معاملات الأعمدة بعد ذلك الى فكرة المعادلة الرباعية ولتوضيحها نفرض الجدول الارتباطي الرمزي الآتي :

د	>	ب	İ	
أد ب د	\	أب (ب ب)	رأأ) ب أ	٠-).
ح د (د . د)	(ح. ح) د. ب	ج ب د ب	حأ د أ	ح د

جدول (۱۰۲) مصفوفة ارتباطية رمزية

فهذه المصفوفة تتضمن معاملات الارتباط بين أربعة اختبارات أ ، ب ، ح ، د ــ حيث أ ب يمثل معامل الارتباط من الاختبارين أ ، ب ، ونفس هذا التفسير يتبع في باقي الرموز الأخرى ، وقد وضعت الرموز القطرية بين قوسين لأن قيمها لا تعرف من

⁽١) لا يوافق نومسون على هدا الاستستاج باارغم من أنه يوافق على عكس هذا الاستنتاج ، وهو أن الجدول الارتباطي لمدد من اختبارات تشترك في عامل يكون على هيئة ترتيب هيراركي ، ولكن خاصية الترتيب الهيراركي ليست دليلا قاطعاً على وجود عامل عام مشترك بين اختبارات الجدول .

Spearman, General Ability Its Existance And Nature, British Journal of Psychology. (7)

البحث التجريبي بل تقدر تبعا للمعاملات في الجدول كما سيتضح فيما بعد وتسمى باشتراكية الاختبار Communality .

وبما أن هذا الجدول يمثل ترتيبا هير اركيا فحسب خاصية النسبية السابق شرحها يكون $\frac{1}{1-\epsilon} = \frac{1}{1-\epsilon} = \frac{1}{1-\epsilon}$ وتتبع نفس العلاقة بين أي أربعة معاملات متقابلة من معاملات الجدول .

ومن هذه المعادلة ينتج أن :

أح× ب د = أد × ب ح

أو أن أح× ب د _ أد × ب ح = صفر

ويطلق على هذه المعادلة معادلة الفروق الرباعية Tetrad Equation

هذا ويمكن الوصول من معاملات الارتباط الموجودة في الجدول الى درجة تشبع Saturation

لنفرض وجود اختبار يمثل العامل العام ولنرمز له بالرمز « م » فيكون معامـــل ألارتباط بينه وبين نفسه معادلا 1 ، فاذا أضفناه للاختبارات الأربعة السابقة تصبح المصفوفة الارتباطية كما يلى :

د	> -	ب	Ť	٢	
م د أ د	م م ا	م ب أ ب	(ii)	۱ أ م	ŗ
ب د	ب ء	(ب ب)	بأ	بم	ب
ح د	(> >)	ح ب	حأ	ح م	~
(22)	د ح	د <i>ب</i>	دأ	دم	د

جدول (١٠٣) مصفوفة ارتباطية مشتملة على اختبار يمثل العامل العام

ومن الطبيعي ان يقع الاختبار الممثل للعامل العام في قمة الجدول نظر ا لأن من خواص الجدول الهير اركي أن ترتب فيه الاختبار ات تبعا لدرجة تشبعها بالعامل العام .

ومن الخاصية النسبية للجدول الهير اركي نستنتج أن :

$$\frac{1}{c} = \frac{1}{c} = \frac{1}{c}$$

أي أن معامل الارتباط بين أي اختبارين ينتج من حاصل ضرب معاملي الارتباط بينهما والعامل العام .

فاذا كان معامل الارتباط بين(أ)والعامل العام (ويطلق على هذا المعامل درجة تشبع الاختبار أ بالعامل العام) = ٠,٦ ، ومعامل الارتباط بين ب والعامل العام = ٧,٠ كان معامل الارتباط الناتج عن هذا العامل المشترك = ٠,٤٢ .

ومن هذه القاعدة يمكن أن نحلل أ أ الى م أ × م أ .

أي أنه لحساب درجة تشبع أ بالعامل العام نستخرج قيمة الم

ولكن أ أ لا تكون معروفة لدى الباحث بل يقدرها تبعا لنمط معاملات الجدول ولذا كان علينا أن نستعيض عنها بمقادير أخرى بالطريقة الآتية :

$$\frac{11}{1 - \frac{1}{1}} = \frac{1}{1 - \frac{1}{1}}$$

$$\frac{1 \times c1}{cv} = 11 \therefore$$

أي أن درجة تشبع (أ) بالعامل العام

$$= \sqrt{\frac{c! \times i_{-}}{c \cdot v}} = \sqrt{\frac{c! \times i_{-}}{c \cdot v}} = \sqrt{\frac{-i \times i_{-}}{c \cdot v}}$$

واذا طبقنا هذا على جدول (١٤٦) نجد أن درجة تشبع (أ) بالعامل العام

$$= \sqrt{\frac{3, \times \times 3, \cdot}{3, \cdot}} = \sqrt{\frac{9, \times \times 3, \cdot}{3, \cdot}} = \sqrt{\frac{9, \times \times 3, \cdot}{3, \cdot}}$$

وكانت نظرية سبير مان تتلخص في أنه في الحالات التي تبلغ جميع قيم الفروق الرباعية صفرا فان معاملات الارتباط في الجدول تفسر على أنها ناتجة عن عامل مشترك واحد يجري في جميع الاختبارات وكانت النتائج التجريبية التي يحصل عليها سبير مان تشذ دائما عن ذلك ، الا أن البواقي في هذه المعادلات لم تكن ذات دلالة احصائية اذا قورنت بالحطأ المعياري لمعاملات الجدول ، وقد كان السبب الأساسي في ذلك أن هذه الاختبارات التي شملتها الأبحاث في ذلك الوقت كان أغلبها فرديا ، ولذا كانت مقصورة على عدد صغير من الأفراد .

: Group Factors اكتشاف العوامل الطائفيسة

بتقدم الأساليب التجريبية والوسائل الاحصائية في ميدان القياس العقلي أمكن استخدام اختبارات جمعية تقيس عددا كبيرا من الأفراد في جلسة واحدة ، وبذلك اتضح أن بواقي (Residuals) معاملات الارتباط بعد استخراج أثر العامل العام منها والتي كانت تعتبر سابقا عديمة الدلالة الاحصائية هي في الواقع ذات دلالة اذا قورنت بعدد أفراد العينات الكبيرة ، ومعنى هذا أن هذه البوافي يمكن مواصلة تحليلها للكشف عن عوامل مشتركة أخرى بين بعض اختبارات الجدول دون غيرها ، أي أن الموقف قد تغير تغيرا يوضحه الجدول الآني :

نظرية العوامل الطائفية

نظرية العاملين

البــاق	عامل طائفي (۳)	عامل طائفي (۲)	عامل طاثفي (۱)		البساقي	العـــامل المشترك	الاختبار
صفر	_	_	×	×	صفر	×	t
صفر		×	-	×	صنمر	×	ب
صفر		_	×	×	صفر	×	>-
صفر	×	-		×	صفر	×	د
صفر		×	-	×	صفر	×	A
صفر	×	_	_	×	صفر	×	9

جدول (١٠٤) نمط التشيمات في نظريتي الماملين والموامل الطائفية

هذا وقد ذكرنا أن بعض الباحثين يعارضون ضرورة التفسير على أساس وجود العامل العام المشترك . ولذا فان الطرق التي يستخدمونها تحذف أثر العامل العام كضرورة لازمة من ضروريات تكوين الصورة الكلية في التحليل .

وعلى أساس فرض العوامل الطائفية يمكن أن نحلل معامل الارتباط بين أي اختبارين أ . ب الى عدة عوامل ، فلو رمزنا للعامل العام بالرمز م وللعوامل الطائفية بالرموز ط ، ، ط مثلا .

على اعتبار أن ﴿ خ ﴾ هو الجزء الناتج عن الأخطاء التجريبية في معامل الارتباط أ

الطرق العملية للتحليل العاملي:

يمكننا أن نلخص الموقف الحالي فيما يتعلق بالصورة النهائية لنتائج التحليل العاملي في اتجاهين :

(أ) اتجاه يعترف بالعامل العام كأساس لازم في التحليل مع الاعتراف أيضا بالعوامل الطائف...ة .

(ب) اتجاه لا يعترف بضرورة تضمن الصورة النهائية للنتائج للعامل العام ويقتصر على العوامل الطائفية ، سواء كانت هذه العوامل متر ابطة أو مستقلة (متعامدة) . وأصحاب هذا الاتجاه لا يدخلون ضمن الخطوات العملية للطرق التي يستخدمونها ما يضمن الاحتفاظ بالعامل العام .

وسنعرض فيما يلي طرقا لهذين الاتجاهين وسيشتمل هذا العرض على :

(أ) طريقة الجمع البسيط Simple Summation (بيرت Burt) وعلاقتها بالطربقة المركزية .

(ب) طريقة العوامل الطائفية Group Factor Method (بيرت Burt وعلاقتها بطريقة العوامل الجمعية Bi-Factor Method (هلزنجر Holzinger)

Holzinger K. J. Factor Analysis: A Synthesis of Factorial Methods, 1940.

طريقة الجمع البسيط:

لفهم الأساس النظري الذي تقوم عليه الطريقة نفترض أربعة اختبارات (أ، ب، ج، د) ومعاملات الارتباط بينها كما في الحدول الآتي :

د	ج-	ب	î	
أد	أج	أب	(¹¹)	İ
ب د	ب ج	(بب)	ب أ	ب
۶ ۶	(+ +)	ج ب	جآ	ج
(د د)	د ج	د <i>ب</i>	د آ	د

مجموع معاملات الاختبار أ (العامود الأول = (أأ) + (ب أ) + (ج أ) + (د أ) .

وبتحليل كل معامل من هذه المعاملات الى قسمين يكون حاصل الجمع العامود الأول . (على اعتبار أن م تمثل العامل العام) .

$$(\dagger_{r} \times)_{r} + (\dagger_{r} \times)_{r} + (\dagger_{$$

وبالمثل فان مجموع معاملات العامود الثانى :

ومجموع معاملات العامود الثالث :

ومجموع معاملات العامود الرابع :

فاذا استخرجنا الجذر التربيعي للمجموع الكلي ، ثم قسمنا حاصل جمع كل عامود على هذا الجذر ينتج م أ ، م ب ، م ج ، م د ، أي معامل ارتباط الاختبارات بالعامل العام أو بالتعبير الشائع درجة تشبع كل اختبار بالعامل العام . وهذه هي نفس الخطوات العملية في طريقة الجمع البسيط وتتلخص الحطوات العملية لحساب درجات تشبسع الاختبارات بالعامل العام فيما يأتي :

١ -- يحسن بالمبتدىء أن يرتب الاختبارات في المصفوفة ترتيبا تنازليا حسب المجموع الكلى لمعاملات ارتباط الاختبار مع باقي الاختبارات .

وفيما يلى نتيجة أُخد البحوث وهي تتضمن مصفوفة ارتباطية لاختبارات ستة :

- Synonyms and opposites المرادف والعكس
 - Completion _______ Y
 - ٣ _ سلاسل الأعداد Number Series ٣
 - ¥ _ المحصول اللغوى Vocabulary _
 - ه _ ذاكرة الأعداد Memory for Numbers
 - Form Series الأشكال _ ٦

٦	٥	٤	٣	٧	1	رقم الاختبار
۸۳٫۰	٠,٤٤	1.59	۰٫۳۰	۸۵,	_	1
۱۳,	۲۱,	٠,٤٦	٠,١٠	_	۰,۵۸	4
,0 •	۰٫۲۸	, , 4	-	٠,١٠	۰٫۳۰	٣
۱۲٫	۰۲,	_	۶۰۹	۶٤٦,	,٤٩	٤
,47	_	۰۲۰,	,۲۸	۲۱,	, £ £	•
	۲۳,	۱۲,	۰۵,	۱۳٫	,۳۸	٦
1,89	1,08	1,81	1,47	١,٤٨	Y,19	المجموع

جدول (١٠٥) مصفوفة ارتباطية لستة اختبارات

٧ ــ في الأحوال التجريبية تكون الحلايا القطرية خالية وتحتاج لملئها بمعاملات مناسبة . وليست هناك طريقة محددة لملئها . فطريقة برت هي وضع قيم تقديرية تتناسب مع نمط المعاملات في الجدول . ثم تعدل هذه القيم بعد نهاية التحليل ، ويعاد التحليل ثانيا وثالثا حتى ينتهي الباحث في النهاية الى وضع معاملات تناسب العوامل الناتجة من التحليل .

ولكن ثرستون يقترح وضع أعلى معامل في الحلايا القطرية في كل خطوة من خطوات التحليل ويوضع بدله أعلى التحليل . أي يحذف المعامل الناتج في كل خطوة من خطوات التحليل ويوضع بدله أعلى معامل للاختبار .

وفي الجدول الآتي قد وضعت معاملات قطرية مقدرة تحت الصف الحاص بحاصل جمع الأعمدة ثم جمعت هذه المعاملات مع مجموع الأعمدة وحسب المجموع الكــــلي (١٢,٤٨).

المجمــوع	٦	٥	٤	٣	٧	١	رقم الاختبار
7,14	۲۸,	, £ £	,٤٩	۳۰,	۸٥,		١
١,٤٨	۱۳۰	.71	,٤٦	۰,۱۰	-	۸۵,	۲
1,47	۰۵,	۸۲۰	٠,٩		۰۱۰	،۳۰	٣
1.51	٠١٢.	٥٢,	-	۶۰۹	,£٦	۶٤٩,	٤
1,01	۲۳,		۰۲,	,۲۸	,۲۱	, £ £	0
1,81	_	,٣٦	,۱۲	۰٥,	۱۳,	,۳۸	٦
1,47	1,29	1,01	١,٤١	1,44	۱٫٤۸	Y,14	المجموع
٣,١٠	,۳۰	٠٤٠	٠٤,	,٤٠	،٦٠	۰,٧٠	المعامل القطري
۱۲,٤٨	Y, • 4	1,48	١٨٨	1,77	۲,۰۸	۲,۸۹	المجموع الكلي
Y (T,0TT)	,044	,014	,017	,٤٧٣	۰۸۹,	۸۱۸٫	س م

جدول (۱۰٦) حساب درجات التشبع بالعامل العام

٣ – استخرج الجذر التربيعي للمجموع الكلي (٣,٥٣٣) .

\$ - اقسم مجموع كل عامود على الجذر التربيعي لتنتج درجات تشبع Saturations
 الاختبارات بالعامل العام:

(۱۸۹۹ ÷ ۳۰۰۳۳ = ۱۸۱۸ ، ۲ ، ۲۰۳۳ = ۲۰۸۹ ، و هکذا) .

وللتأكد من صحة هذه العمليات الحسابية يببغي أن يكون مجموع درجات التشبع معادلا للجذر التربيعي للمجموع الكلي وهو هنا ٣.٥٣٣ .

حساب درجات التشبع بالعامل القطبي الأول:

بعد حساب درجات التشبع بالعامل العام تنحصر الخطوة التالية في تخليص الجدول من المعاملات الناتجة عن هذا العامل العام ، ولذلك فان من اللازم حساب معاملات الارتباط الناتجة عن هذا العامل وحده .

وقد سبق أن ذكرنا أن معامل الارتباط بين أي اختبارين بسبب ما بينهما من عامل عام = درجة تشبع الاختبار الثاني به ، عام = درجة تشبع الاختبار الثاني به ، ولذا فان هذه الخطوة تشتمل على تكوين جدول لمعاملات الارتباط المتوقعة على أساس العامل العام . والمعاملات المكتوبة خارج الجدول هي درجات التشبع بالعامل العام التي نتجت من الخطوة السابقة . ويلاحظ أن الاختبارات في هذا الجدول قد أعيد ترتيبها على أساس درجات تشبعها بالعامل العام .

*,EVT *,017 *,084 *,0A4 *,047 *,1A

٣	٤	٥	٧	٦	١	رقم الاختبار	
٠,٣٨٧	٠,٤١٩	1,224	٠,٤٨٢	٠,٤٨٤	(+,774)	١	۰,۸۱۸
٠,٢٨٠	۰٫۳۰۳	۰,۳۲۰	٠,٤٣٩	(+,414)	٠,٤٨٤	٦	٠,٥٩٢
•,4٧٨	١٠٣٠١	۳۲۳,۰	(۲٤٧,۰)	٠,٤٣٩	٠,٤٨٢	۲	۰,٥٨٩
•,۲04	۲۸۲٬۰	(۰,۳۰۳)	۰٫۳۲۳	۰,۳۲٥	1,889	٥	1,019
٠,٧٤٣	(*,*77)	۰٫۲۸۱	۱۰۳۰۱	۳۰۳٫۰	٠,٤١٩	٤	٠,٥١٢
(*,۲۲۳)	1.727	٠,٢٥٩	٠,٢٧٨	٠,٢٨٠	۲٫۳۸۷	٣	٠,٤٧٣
۱٫۲۷۰	۱٫۸۱۰	1,98.	۲,۰۸۰	Y, • 9 •	Y,14.	المجموع	

جدول (١٠٧) المعاملات المتتوقعة على أساس العامل العام .

و نلاحظ أن مجموع الأعمدة هو نفسه للمعاملات الأصلية مع اضافة المعامل المقدر للخلايا القطرية مع فروق طفيفة جدا ناتجة عن التقريب في العمليات الحسابية .

٦ اطرح خلايا الجدول النظري للمعاملات المتوقعة الذي حسبته أخيرا من خلايا الجدول الأصلي (التجريبي) لتحصل على جدول البواقي Residuals ويلاحظ في هذا الجدول أن المجموع الجبري للبواقي في الصف أو العامود صفر ما دام مجموع المعاملات

في الأعمدة لم يتغير . فبعض البواقي تكون موجبة الاشارة وبعضها سالبة الاشارة .

واليك فيما يلي جدول البواقي بعد العامل العام في المثال ، وقد دونت فيه بواقي الخلايا القطرية وهي الناتجة من طرح المعامل المتوقع على أساس العامل العام من المعامل الذي سبق تقديره . ومن المتبع دائما وضع المعاملات القطرية بين قوسين لبيان أنهسا معاملات تقديرية . وهذه البواقي هي التي يحسب منها درجات تشبع الاختبارات بالعوامل القطبيسة .

المجموع	٣	٤	o	۲	٦	١	رقــــم الإختبار
_	٠,٠٨٧ —	•,•٧١+	•,••٩_	•,• ٩ A +	٠,١٠٤ -	(','"1)	١
-	+ ۲۲۰,۰	•,184-	+ ۲۰۰۰,	.,۲۱۹ —	(*,۲01)	٠,١٠٤	٦
-	• , ۱۷۸	+ ۱۵۹ +	- ۱۱۳۰،	(۴۰٫۲۰۳)	٠,٢١٩.	ــ ,• ٩ ٨ +	۲
-	.,.۲۱+ .	·*1 — (•,• • (٧)	٠,١١٣	+ ۲۵۰۰،	٠,٠٠٩	٥
_	- ۲۰٫۱۰۳ —	(*;\\\)	۰,۰۳۱ –	+ ۱۰٫۱۰۹	٠,١٨٣ ــ	٠,٠٧١+	٤
	(+-144) +	,10"	٠,٠٢١ -	+·,\\\ _	+ ۲۲۰۰	٠,٠٨٧	٣
_	_	e-m		_	_		المجموع

جدول (١٠٨) البواقي Residuals بمد العامل العام

رتب البواقي الموجودة في الجدول بحيث تتجمع البواقي الموجبة الاشارة في الربعين الأيمن العلوي والأيسر السفلي ، والسالبة الاشارة في الربعين الباقيين . فيكون نمط توزيع الاشارات في الجدول كالآتي :

+	
_	+ ,

ولا يشترط أن يكون عدد الاختبارات متساوية في القسمين العلوي والسسفلي أو الأيمن والأيسر كما هو الحال في المثال الحالي ولكن المهم أن يكون المجموع الجبري للبواقي هو الذي يكون واحدا في النصفين ، ولا ينتظر دائما في الحالات التجريبية أن تحصل

على نموذج منتظم انتظاما تاما كما في الشكل . ولكن المهم أن تتبع غالبية الاشارات في كل ربع بالجدول هذا النظام ، وأن يكون المجموع الجبري لأجزاء الأعمدة في كل ربع متمشيا مع هذا النموذج العام .

وفيما يلي جدول يضم البواقي السابقة مرتبة حسب النموذج المطلوب ، والذي يساعد على ترتيب البواقي ملاحظة اشاراتها فنجد في الجدول السابق أن البواقي ما بين الاختبارات ٢ ، ٥ ، ٣ . ولكن بواقي المعاملات بين أفراد كل من المجموعتين والأخرى سالبة ، مما يرجح التقسيم على هذا النحسو :

٣	٥	٦	٤	Y	\	ر قـــم الاختبار
٠,٠٨٧ –	4 _	٠,١٠٤	٠,٠٧١	+ •,• • ٨ +	(*,**1)	1
٠,١٧٨	٠,١١٣,	۰,۲۱۹ -	1,104+	(*,۲٥٣)	·,• 4 A+	۲
۱,۱۵۳	۰,۰۳۱ —	- ۱۸۳ -	•,177+	•,104+	٠,٠٧١+	٣
()	()	(-)	(⁺)	(+)	(+)	
+ • • • •	+ ۲۵۰,۰	(197,1)	۰,۱۸۳ –	- ۲۱۲,۰	- ۲۰۱۰ -	٦
()	()	()	(+)	(+)	(+)	
.,. 71+	(·,· 1 Y)	·,•٣0+	٠,٠٣١ —	٠,١١٣	•,••4—	۰
()	()	()	(+)	(+)	(+)	
(*,\YY)	+ 17	+ ۰,۲۲,۰	۲۰,۲۵۳	٠,١٧٨ —	٠,٠٨٧ _	٣
۸۱٤٫۸	۰,۱۸۳-	٠,٥٠٦_	+ ۲۲۷٫۰	٠,٥١٠+	+ ۰ ۳۰۰ +	
٠,٤١٨ —	۰,۱۵۳ —	-۲۰۹۰۰	+ ۲۲۷۰۰	+ ۱۰ ۱۰ +	+ ۰ ۰ ٠ +	المجموع
– ۱۳۸ج	۰,۳۰٦	-ر۱،۰۱۲	+ ۲۳۷م.	۱,۰۲۰ +	+ ۰٫٤۰۰	
				4,108		-
۰,٤٠٣ —	•,\ ٤ ٧	- ۲۸۶۰	٠,٣٥٤	1,291	195	س ق
Y.• Y =						

جدول (٩٠٩)البواقي بعد العامل العام بعد ترتبها وعكسها .

A — الحطوة التالية هي التي يطلق عليها خطوة الانعكاس Reflextion فنعكس اشارات الاختبارات التي في النصف السفلي من الجدول أي نفرب البواقي التي بها في — ١ . ففي المثال الحالي نعكس اشارات الاختبارات ٢ ، ٥ ، ٣ . ولكي لا تضيع الاشارات الأصلية بين قوسين كما هو موضح في الجدول (١١٢) .

٩ - اجمع البواقي في كل عامود بعد حدوث الانعكاسات اللازمة ، ثم اوجد المجموع الكلي مع تجاهل اشارات حواصل جمع الأعمدة . والمجموع الكلي في هذا المثال لهذه البواقي هو ٤,٣٠٨ ، ويلاحظ أن مجموع أعمدة القسمين واحدا في الجدول (٢,١٥٤) .

۱۰ – أوجد الجذر التربيعي لهذا المجموع الكلي (وهو هنا ۲٬۰۷٦)، ثم اقسم حاصل جمع كل عامود على هذا الجذر التربيعي فينتج درجة تشبع كل اختبار بالعامل القطبي الأول، ويجسب الا ننسى ارجساع الاشارة السالبة للاختبارات التي تم انعكاسها أثناء التحليل.

ويصف Burt (١) العوامل من هذا النوع بأنها عوامل قطبية أو ذات قطبين لأن درجات تشبع الاختبارات به لها نوعان من الاشارة (سالبة وموجبة) وهي في هذا المثال تمتد من + ١٩٤٨، الى – ١٩٤٧.

11 — والخطوات التالية تشبه الخطوات السابقة وتهدف الى استخراج درجسات تشبع الاختبارات بالعامل القطبي الثاني ، وذلك بتكوين جدول نظري لمعاملات الارتباط المتوقعة على أساس العامل القطبي الأول بنفس الطريقة التي تكون بها الجدول النظري على أساس العامل العام ثم تطرح خلايا هذا الجدول من خلايسا الجدول السابق للحصول على البواقي بعد العامل القطبي .

⁽١)

nverted by	i liff Combine -	(no stam	ps are applied b	y registered version)

	٠		+			· /4/\ -	۸۸۰۰۰				
	(4)								-7	. 4	* * * *
C	+ 100			· , . V ¥ +		·.• ٧٧ –	· . • Y ^ _		D		İ
المامل القطبي الأو	- 131; + TPI; + Po (YFI.		(1.4Y)Vr -	·, · \ + (· , \ + \) +	- 1VY 10.1	1,749-	1.18-1		اد.		٧٨ ٤٠٠
جدول (١١٠) المماملات المتوقعة على أساس العامل القطبي الأول	- 121.	É		*.144	(·,\Yo)	1,172 +	+ 4, 1, 1		*		. Tot
(۱۱۰) الماملات		. \\\ \ \\\\ \ -	·.•٧٧ –	., 444	.,174 -	(·,Y£1)	+ 0.40		-		. 64.
جلو ل			VV -	- 36 -	+ VL • ·	4 0	(*,۲۷)		_		1.2.
		•		,		Ę -	(-	-	رقع الاختبار		
		- 7.2.4	127 -	- 442'.		\$ A		. 144			

المجسوع	_	- ','1-	-	١	*, • * + * *, • 1 -	٠,٠٧ +	
	7,04-	*, *Y * +	->.,. + . >., + 3 >	+ 34.	·, · ٣٨ -	·,· ٢ + (·,· 10) ·,· ٣٨-	•,• 4 +
•	+ 1/4	*, * * 1 + ., * 1 -	·, · Y \ +	1,141	(°,√°)	٠,٣٨ –	;.1-
ه.	., 1	*, * * *	•,•11-	(31,0)	*, * * * -	+ 34.6.	ı
•	+ ۲۰۰۴		٠,١٣)	- 11.	1,.11-	.,.,.	1
		(*,*14)	.,.\0_	*,***+	-13:0	٠,٠٢٠+	
-	(*,•**)	*, * * * * * , * * * +	٠,٠٠٧+	:,-1:-	*, * 14 + *, * 1 * -		1
رقع الاختبار	-	~	*	مہ	0	4	المجموع

جدول (١١١) البواقي بعد العامل القطبي الأول

١٢ – ومن البواقي في الجدول السابق يتضح أن التقسيم يكون الى قسمين هما : اختبارات ١ ، ٤ ، ٥ ثم اختبارات

وتكون البواقي بعد ترتيبها كما يأتي:

				ſ		_		_,				_					
		-,121-	+ 444.	– ۱۱۱۰،	· · · • › -	٠,٠٥٨ -	(3/15)	(-)	+ 37.0	(-)	•,• * +	(-)	·	::11-	٠,٠١٠ –	, e	
== (۴۰٪) البواقي بعد العام القطبي الأول بعد ترتيبها وحكسها جعول(۱۱۳) البواقي بعد العام القطبي الأول بعد ترتيبها وحكسها		161-	٠,٣٣٧	-111,	.,	۰,۰۵۷ –	+ 37.6.	(-)	(·,·\•)	(-)	·, · Y · +	(-)	٠,٠٣٨ -	.,	.,4	7	
	,,	*.144 -	+	ر – ۱۰۰۰،	·, · 0 Y	1,101	٠,٠٧٠+	<u>(-)</u>	•,• ٧• +	<u>(-)</u>	(*,*14)	<u>-</u>	-130,0	y:10	*, * * * +	7	
١) اليواقي بمد المام	r(·,Λγ·)=	٧٨٢,٠		+ ١٩٧٠	+ 1114.	+ 011,	·, • ٣٧ –	(+)	*, ***	(+)	*,*11-	(+)	(·,·٧ o)	· , · ۲ / +	•,•14+	0	
جلول (۱۲		•,•,	٠٠,٣٣٥	+ YV.;·	*, *YY +	*, * Y** +	2,211-	(+)	5.7.	(+)	1,110	(+)	+ ۱۸۰۰	(3,13)	*, •• + +	*	
				· , . 4.4 +	*,*17 +	*,*171+	2,212	(+)	*, * • • • • • • • • • • • • • • • • • •	(+)	*, • • +	(-)	+ 14.	- +	(*,*,*)	-	
		ر د. د.					-	,	-	F	-	ζ	•	, ,,	حـ ٠		

PAY

17 – وتستمر عملية التحليل بنفس النظام حتى يتضح أن البواقي قد قربت من الصفر أي أصبحت عديمة الدلالة الاحصائية . وعلى هذا الأساس بكتفي هنا باستخراج ثلاثة عوامل : عامل عام وعاملين قطبيين . ويرى برت أنه اذا لم يقترب مجموع مربعات التشبعات لكل اختبار من العوامل القطبية (اشتراكية الاختبار) الذي قدرناه منذ البداية قربا كافيا يعاد التحليل مرة أخرى بتقديرات أخرى وهكذا حتى يتحقق ذلك .

و في المثال الحالي نجد أن :

الفـــرق	المعاملالمقدر	≉ س ⁴	س ق ۲	س ق ۱	س م	
٠,٠٠٨	۰,۷۰	۰,۷۰۸	٠,٠٣٩	•,19٣	۰,۸۱۸	1
٠,٠٠٤	٠,٦٠	٤٠٢,٠	– ۱۲۸۰	٠,٤٩١	٠,٥٨٩	٠٢
٠,٠٠٩	۰ ,٤٠	٠,٤٠٦	۰,۱٤١ —	- ۳۰٤،۰	٠,٤٧٣	٣
•,•••	٠,٤٠	۰,۳۹٥	٠,•٨٨	٤ ٣٥٤ , •	٠,٥١٢	٤
٠,٠٠٤	٠,٤٠	٤٠٤.	٠,٢٨٤	·,\{\	.,014	٥
٠,٠٠٨	٠,٣٠	۰٫٦٠٨	.,111 -	٠,٤٧٨ _	٠,٥٩٢	٦

جدول (١١٣) اختبار المعاملات القطرية المقدرة

وقد روجعت المعاملات المقدرة حتى أمكن الوصول الى المعاملات الآتية :

., 777 . ., 747 . ., 774 . ., 744 . ., 776 . ., 777

وقد أدت هذه المعاملات الى درجات التشبع الآتية :

التشبـــع بالعامل القطبي (٢)	التشبــــع بالعامل القطبي (١)	التشبـــع بالعامل العام	الاختهـــــار
7V° Pol PYI TA YVY	•,199 •,0•# •,2•1 •,727 •,122 — •,290 —	• ,AYY • ,09V • ,£YY • ,0•7 • ,0£7 • ,0\$	المرادف والعكس التكميل سلاسل الأعداد المحصول اللغوي ذاكرة الأعداد سلاسل الاشكال

جدول (١١٤) درجات التشبع النهائية بالعوامل الثلاثة

18 ــ ويتبع هذا التحليل الاحصائي تفسير للعوامل الناتجة ، ويرى برت أن النتيجة الحالية تصلح أساسا للتفسير بالرغم من وجود الاشارات السالبة في تشبعات اختبارات القدرات بالعوامل القطبية ما دام اختلاف الاشارة لا يتخذ الاعلى أنه دليل للتقسيم . ولكن ثرستون بصر على أن العوامل الناتجة عوامل فرضية . فلو فرضنا أن هذه العوامل الثلاثة مثلا أبعاد يحدد موضع كل اختبار على أساسها فان الأبعاد المتخذة على هذا الأساس تكون أبعادا لا معنى لها ، كأن تحدد نقطة في فراغ الحجرة على أساس محاور متعامدة تصل بين أي ثلاث نقط في هذا الفراغ ، بينما يمكن تحويل هذه الأبعاد عديمة المعنى الى أبعداد مؤسسة على الأبعاد المألوفة وهي الطول والعرض والارتفاع بمعناها المفهوم .

ويتضح من جدول (١١٧) أن العامل الأول عامل عام يجري في جميع الاختبارات ويرجح أنه الذكاء العام والعامل الثاني يميز بين الاختبارات اللفظية المخرى. والعامل والعكس ، والتكميل ، المحصول اللغوي) والاختبارات غير اللفظية الأخرى . والعامل الأخير يجمع بين الاختبارات التي تشتمل على تكميل الناقص (أي ما يطلق عليه أحيانا ادراك المتعلقات Correlates ويمكن أن نسميه عامل الاستدلال (Reasoning) ويفصلها عن الاختبارات التي تتضمن الاستفادة من الذاكرة وهي المرادف والعكس والمحصول اللغوى وذاكرة الأعداد .

وواضح أن طريقة الجمع البسيط تقوم جميع خطواتها على أساس واحد هو قسمة حاصل جمع معاملات ارتباط الاختبار بالاختبارات الأخرى على الحذر التربيعي للمجموع الكلى لمعاملات الارتباط أي أن المعادلة الأساسية في الطريقة هي كما يأتي :

حيث س : درجة تشبع الاختبار (خ) بالعامل .

، سريغ : معامل الارتباط بين الاختبار (خ) والاختبار ([†])

مح م : مجموع معاملات الارتباط بين الاختبار (خ) وجميع الاختبارات الأخرى .

، محس . مجموع معاملات الارتباط في الجدول الارتباطي .

ويقترح برت طريقة أخرى مؤسسة على التحليل بطريقة الحمع البسيط ويطلق على هذه الطريقة على المترايد الله الطريقة Method of Subdivided Factors ويمكن أن نسميها طريقسسة التقسيم المتزايد (١)

فهذا ينطبق على نمط التحليل الذي تؤدي اليه هذه الطريقة ، ونقطة الحلاف بين هذه الطريقة وطريقة الجمع البسيط تبدأ بعد استخراج العامل القطبي الأول ، حيث يقترح برت أن نقسم البواقي الى قسمين ، يحلل كل قسم منها على حدة على اعتبار أنه جدول منفصل ، وبذلك يكون نمط التشبعات كما هو مبين في الجدول الآتي وهو يمثل تحليلا فرضيا لثمانية اختبارات :

	بد	قسيم المتزا	طريقة التا		لبسيسط	الحمع ا	. طريقة
سقس	سق	س ۱	سم	^س ق ۲	سق ۱	س م	العوامل الاختبار ات
		+	t	-	+	+	1
	-	+	+	_	+	+	Y
	+	+	+	+	+	+	٣
	+	+	4-	+	+	+	٤
-			t	-	_	+	٥
		_	+			+	٦
+		_	+	+	<u>-</u> -	+	٦
+		_	+	+	~	+	٨

جدول(١١٥) نمط التشبعات في طريقتي الجمع البسيط و التقسيم المتزايد

والخطوات العملية لهذه الطريقة في المثال السابق الذي تم تحليله بطريقة الجمع البسيط تبدأ بخطوة ١٢ حيث يبدأ الخلاف بين الطريقتين ، فتكون خطوة (١٢) هي الاقتصار على الربع الأيمر السفلي وتحليله على حدة ، ثم على الربع الأيسر السفلي وتحليله على حدة

 ⁽١) استخدم بعض الاخصائيين في مصر تسمية أحرى « الانقسام بالطريقة الثنائية » أنظر الاحصاء في التربية وعلم النفس : الدكتور عبد العزيز القوصي - الدكتور حسن محمد حسي - الدكتور محمد خليفه بركات .

كذلك وتهمل البواقي في الربعين الآخرين ، ولذلك يشترط برت أن تطبق هذه الطريقة في حالات خاصة هي التي تكون غالبية البواقي في الربعين الأيمن العلوي والأيسر السفلي ذات دلالة احصائية بينما تقل أو تنعدم البواقي ذات الدلالة في الربعين الباقيين (١)

الطريقة المركزية:

تبدأ الطريقة المركزية بنفس الحطوات التي اتبعت في طريقة الجمع البسيط ، وقد ذكرنا أن الفرق بين الطريقتين في هذه الحطوات أن بيرت يفضل ملء الحلايا القطرية بمعاملات تقديرية تعدل بعد نهاية التحليل حتى النهاية ، ولكن ثرستون يضع أكبر معامل أرتباط للاختبار في الجدول كقيمة تقديرية للخلايا القطرية ، على أن يتبع هذا الاجراء عند بدء كل تحليل للبواقي كذلك حيث يحذف الباقي في الحلية القطرية ويوضع بدله أكبر باقي في العامود .

والاختلاف الثاني هو أن ثرستون يصر على أن العوامل المركزية Rotation of Axes وتحويل نمط التشبعات لا يمكن تفسير ها نفسيا الا بعد ادارة المحاور Simple Structure وتحويل نمط التشبعات الى ما يسميه ثرستون التركيب البسيط ببدأ بالتشبعات الناتجة من التحليل لعملية ادارة المحاور للحصول على التركيب البسيط يبدأ بالتشبعات الناتجة ثابتة موحدة المركزي. ويرى ثرستون أن التركيب البسيط يضمن وصول التحليل الى نتيجة ثابتة موحدة والشروط التي يضعها لهذا النمط هي:

١ – أن يحتوي كل صف في التحليل على تشبع صفري على الأقل.

٢ ــ أن يحتوي كل عامود في التحليل على عدد من التشبعات الصفرية يعادل عدد العوامل على الأقل.

٣ – اذا أخذنا أي عامود من أعمدة التشبعات ينبغي أن يكون بسه عدد مسن الاختبارات التي تتلاشى تشبعاتها بالعامل الآخر معادلا لعدد العوامل على الأقل .

وطريقة ادارة المحاور التي تتبع في هذا السبيل أن نختار أي عاملين ونعتبر هما محورين

Burt, C., « Sub. Divided Factors » British Journal of Psychology Statistical Section (1)
III part 1.

Thurstone, L., Multiple Factor Analysis, 1947.

وتمثل الاختبارات بنقط على هذين المحورين ، وندير المحاور ليمر أحدهما بأكبر عدد من الاختبارات ، ومن الطبيعي أن تتغير التشبعات نتيجة هذه الادارة فتحتفظ بالتشبعات الجديدة للعامل الذي مر بالاختبارات ، ونأخذ العامل الثاني مع عامل جديد وهكذا بأخذ العوامل كل اثنين في محاولة نصل في النهاية الى نموذج التركيب البسيط السابق شرحه.

ومن المتبع عادة أن يقوم الباحث بمحاولات مبدئية ليقرر خطوات الادارة التي تضمن الوصول الى التركيب البسيط الذي يفي بالشروط الثلاثة السابقة ، علاوة على الوصول الى درجات تشبع موجبة لاختبارات القدرات العقلية .

واليك فيما يلي خطوات ادارة المحاور مبينة في مثال يتضمن ست اختبارات : أولا : المصفوفة الارتباطية التي بدأ منها التحليل .

٦	٥	٤	٣	٧	١	رقم الاختبار
٠,٠٠٢	•, \$ \$ \$	٠,٠٠١	٠,٠٠١	•,040	_	١
١٠,٠٠١	٠,٣٤٩	۲۰۳۲,۰	٠,٠٩٨	_		٧
٠,٥٠٤	۴۱۳,۰	٠,١٣٣٠	_			٣
١,٠٠١	٠,٠٠١		_			
۰٫۳۰۷						
- •						

جدول (۱۱٦) مصفونة ارتباطية

ئسانيا:

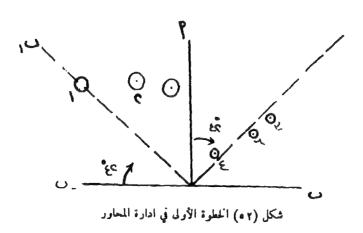
نتيجة التحليل المركزي:

۶۰	ب	1	رقم العامل رقـــم الاختبار
*,*Y\$	٧١٢.٠	٧٤٥, ٠	١
- ۸۶۳٬۰	٠,٣٤٣	•,779	Y
٠,١٩١,٠	., \$97 -	•,044	٣
	٠,١٨٢ -	۰,۲۸۱	٤
٤٧٢, ٠	٠,١٤٣	۸۲۲,۰	•
٠,٤٩٥	- ۲۲٤,٠	• ,£ ۲٩	٦

جلول (١١٧) تشيمات الاختبارات بالموامل أ ، ب ، ح

ثالثا: ادارة المحاور:

(أ) نقوم برسم مبدئي لموقع الاختمارات تبعا لتشعانها بكل عاملين ، فتقوم بعمل ثلاثة رسوم (أمع س) ، أمع ح ، (ب مع ج) لمحتار مها الرسم الذي نبدأ منسه الادارة ، وقد وقع الاختيار في هذا المثال على الرسم الذي يكول فيه العاملان أ ، ب احداثيي الرسم . ونجد أن خير وضع تدار المحاور اليه هو الوضع الذي يمر فيه المحور أبحوضع الاختبارات ٤ ، ٣ ، ٦ تقريبا ، وذلك لأننا فلاحظ أن النقط التي تمثلها تكاد تقع على استقامة واحدة بين نقطة الأصل ، ولذا اختير هذا الوضع كمرحلة أول ، ويقتضي هذا ادارة المحاور في اتجاه العقرب حوالي ٤٢ الله الوضع الحديد الذي يأخذ فيه المحور الوضع أ ، والمحور ب الوضع ب ، وي هذين الوضعين تصبح تشبعات الاختبارات ، من الشكل مباشرة ، وهذه تعطي بطبيعة الحال مقاييس تقريبية لدرجات التشبع الجديدة . من الشكل مباشرة ، وهذه تعطي بطبيعة الحال مقاييس تقريبية لدرجات التشبع الجديدة .



(ب) ذكرنا أن المحورين سيدوران في اتجاه عقرب الساعة بنحو ٤٢°، وتبعا لقاعدة رياضية اذا كان بعدا نقطة عن نقطة الأصل (تقاطع المحورين) هما س، صحيت س هو البعد على المحور ب فان البعدين على المحورين نفسيهما بعد ادارة المحورين ٤٢° في اتجاه عقرب الساعة يضبحان (س جتا ٤٢° – صحا ٢٤°)، (س حا ٤٢°)، (س حا ٤٢°) ومن جداول النسب المثلثية نجد أن:

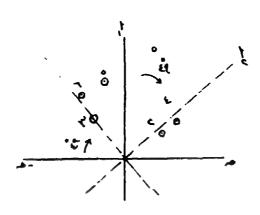
وعلى أساس هذين المقدارين نحول درجات التشبع الأصلية الى درجات التشبع الحديدة وتصبح الدرجات الجديدة كما يلى :

لجديدة	بع ا	درجات التشب	لأصلية	شبع اا	درجات الت	
<i>ب</i>		1	ب		ţ	الاختبار
۰,۸۱۷		•,•• —	٠,٦١٢		٠,٥٤٢	١
٠,٦٧٥		٠,٢٣٩	٠,٣٤٢		٠,٦٢٩	4
•,•,14		٠,٧٢٢	•,٤٩٢	_	•,014	٣
		٠,٢٣١	٠,١٨٢	_	٠,٢٨١	٤
۲۲۵,۰		۲۷۲, ۰	.,187		۸۲۲,۰	•
٠.٠٢٨		٧٠٢.٠	373.*	_	٠,٤٢٩	٦
([†]) • . 474	_	٧٤٣	عوامل الضرب			
۰٫۷٤۳ (ب٫)	_	. •,٦٦٩				

ويمكن التأكد من صحة العمليات الحسابية من أن مجموع مربعي تشبعى كل اختبار بهذين العاملين يظل ثابتا لا يتغير مع ادارة المحاور .

ونظرا لأن التحليل الأصلي قد تم على ثلاثة عوامل فاننا نتطلب ثلاثة تشبعات صفرية في كل عامل حسب ما يتطلبه التركيب البسيط ، ونحن نلاحظ أن هذا قديتوفر في العامل γ (اختبار γ = γ - γ - γ) .

(ح) تشتمل الخطوة التالية على ادارة المحورين أ, مع ح . لذا نرسم مواضع الاختبارات أولا على هذين المحورين ، ولا يفوتنا اتخاذ الأبعاد الجديدة على المحور أ, بدلا من الأبعاد الأصلية .



شكل (٣٥) الحطوة الثانية في ادارة المحور

(د) ويتضح من الشكل أن خير وضع للمحاور الجديدة نحصل عليه من ادارة المحاور الأصلية في اتجاه عقرب الساعة بحوالي ٤٩° حيث يمر المحور حم بالاختبارات ٢،٣،١ تقريبا ويمر المحور أل بالاختبارات ٢،٢،١ تقريبا .

وبنفس طريقة الحساب السابقة نحصل على التشبعات الجديدة وهي كما يلي :

	درجات التشبع الجديدة	بع الأصلية	درجات التث	
٠, >-	Ť	>-	, †	
•,• ٤٣	••••• -	- ۲۷۰۰،	٠,٠٠٧	1
٠,٠٤٨	', £ Y '	*, ٣ ٤٨ —	٠,٢٣٩	4
٠,٦٧٠	٠,٣٢٩	٠,١٩١,٠	٧٢٧,٠	٣
111,•	۲۳۲, ۰	٠,٥٥٠	٠,٣٣١.	٤
٠,٤٦٠	٠,٠٣٧	۲۷۲, ۰	۲۷۳٬۰	٥
.,44.	*,	٠,٣٩٥	۰,٦٠٢	٦

(ه) وبذلك تصبح النتيجة النهائية كالآتي :

	.,٤٩.	.,٤10	٧٥٥٠ .	377.	٠,٦٧٣	اب د <mark>ر</mark>	
. 64. 463.	٠,٤٦٠	.,210 .,111 -	٠,٧٢٠ ٧٥٥٠.	- V3. (. 3.11.	73.,.	Ý	
1	.,077	,,.or	- 110.0	۰۷۲۰	۷۱۸٬۰	·(المحاور
371,	٠,٠٣٧	1717	.,٣٢٩	٠,٤٢٠	1	4	بعد أدارة المحاور
.,547	٠,٤٩٠	.,£10	,,000	371.	341.	44 رم	
107. TP3,.	٠٧٢٠ ٠٤٤٠	-,610 -,000 -	·,00/ ·,191	- Y34' 34L'	34 341.	ų.	
-373.	131.º	٠,١٨٢ -	- 113'.	137,·	1115:	.(المحاور
4.30	٠,٦٢٨	۱۷۲۰۰	٠,٥٧٩	.,779	730,-		فيل أدارة المحاور
هر	•	~		~		العوامل الاختبار ات	

جدول (۱۱۸)درجات التشبع بعد ادارة المعاور

ويلاحظ أن نمط درجات التشبع قد قرب كثيرا من النمط النموذجي الذي تتطلبه مستلزمات « التركيب البسيط » واذا أريد الوصول الى نموذج أقرب يمكن اجراء خطوات أخرى للادارة .

طريقة العوامل الطائفية (١)

تقوم طريقة العوامل الطائفية على فكرة نظرية ﴿ هِي أَنْ أَيَّة عملية عقلية يمكن أَنْ تحللها الى عامل عام تشترك فيه مع باقي العمليات ثم عامل طائفي تشترك فيه مع عدد من العمليات الأخرى، فهي تطبيق مباشر لنظرية العوامل الثلاثة الي سبق توضيحها،

Burt, C. British Journal of Psychology (Statical Section) III, part 1.

ويحتلف الأساس العملي في هده الطريقة عنه في طريقة الجميع البسيط أو الطريقة المركزيةفي أن العامل العام الذي يستخرج في هاتين الطريقةين يقوم مقام مركز الثقل بالنسبة لكتلةالجسم. بحيث تتوزع قيم البواقي بعد استخراجه والتخلص منه فيكون نصمها سالبا

													*
					. 7 2	•	.77	1.22	۲3.	·£ >	. 0 %	لمحموغ	
	ı	<u>۔</u>	٧٧.		3	:	ż	.Y£	٠٠٧	· >	· .	هر	
	.1.	1	.1/		٠,	-	. 17	.£^	-18	ند	.\	>	
	.44	· ×	-		.18	10	. 1 >	۸۸۲	14.	37.	.44	~	γ
٠,٠				~ •				٠١. ٦	1.00	1.7.	1.40	المجموع	
3.4'	3	>	11.		1	۸۲.	4	.47	۸۲.	177	7	١	
٠,		-	.10		٨٨	ı	¥3:	٠٧.	.Yo	in		0	.{
1.46		11.	>		4	73	1	33.	.27	, £ \	30,	••	
33.	.Y £	, \$ ^	٧.	41.	4.7	۲.	1.66					المجموع	
Υ3.	. • <	12	.47	i	1 >	.40	73.		1	.74	. 40	4	
,1,	. • ٧	.11	37.	٠,٢٠	.44	<u>.</u>	· ×		.77	Į	٠,٧٥	4	-
30,	٠,	· ×	, ۲۷	.40	ij	0 3:	,0%		٠٢,	٠٧٥		-	
المجعوع	م	>	<	المجموع		•	*	المجموع	-1	-4	_	آرَجَانَ آ	

				•							
درجات ۱۰، ۸۰	٠,٩٠	٠٨٠	,٧٠		۶٦٠	٠٢, ٥,٥٠ ع	,\$,	,1. ,7. ,4.	٠ ۲٠	٠١,	
الق		۲,۱				Ψ,•			4.4		
المجموع المهور الكسالي	30,	,ξΥ ,ξΛ	73,		٠,٨٠	1,7. 1,0. 1,1.	1,4.	, ra , va 1,1v	,γ,	,44	

جدول (١١٩) حساب درجات التشبع بالعامل الأساسي

اختبارات المجموعة الواحدة وصفرا في اختبارات المجموعات المختلفة ، ولذلك يفضل برت أن يسمي هذه العوامل اسما والنصف الآخر موجباً . ولكن العامل العام الذي يستخرج في طريقة العسوامل الطائفيةيترك وراءه بواقي موجبه في يختلف عن العامل العام فيطلق عليه « العامل الأساسي » .

والخطوات العملية في هذه الطريقة تنضح من تحليل المثال السابق (١) :

ويمكن تبسيط خطوات الطريقة اذا رمزنا للجدول الأصلي ولمعاملات ارتباط بالشكل الآتي :

-	ب	ţ	
او	أب	fi	İ
ب۔	ب ب	با	ب
5- 5-	ح ب	سو أ	>-

أي أنه يمكن تمييز ثلاث مجموعات في الجدول الارتباطي والذي يدلنا على ذلك منذ البداية أن معاملات الارتباط في المربعات الثلاثة القطرية الموضحة في الجدول تكون أعلى على وجه العموم عما يتوقع لها على أساس الترتيب الهير اركي الذي تنخفض فيه المعاملات كلما اتجهت الى أسفل أو الى اليسار وتنحصر خطوات التحليل فيما يأتي :

 ١ سر رتب معاملات الجدول الارتباطي الأصلي ترتيبا تنازليا بقدر الامكان . حتى يتضح نمط التقسيم الى مجموعات . مستدلا عليها بالدليل الذي وصحناه .

٢ ـــ أوجد حواصل جمع أعمدة وصفوف كل مجموعة . كما هو مبين في الجدول
 واستنتج في النهاية المجموع الكلي للأعمدة (١,٨٩ ، ١,٦٨ ، ١,٤٧ ، ...)

٣ ــ المعاملات في المربعات القطرية تتكون من عوامل أخرى مضافة الى العامل الأساسي بناء على النمكرة الأساسية في الطريقة . وأما ما عداها من المعاملات في المربعات الأخرى فهي راجعة الى العامل الأساسي وحده . ولذا نقتصر في حساب درجات التشبع المذا العامل على هذه المربعات .

٤ ــ وطريقة حساب معاملات التشبع بهذا العامل الأساسي حسب هذه الطريقة يقتضي حساب قاسم لمجموعات أعمدة كل مجموعة (مع حذف معاملات المربعات القطرية) .

والقانون الذي تحسب به هذا القاسم للمجموعة الأولى هو :

أي يساوي في هذا المثال .

$$\sqrt{\cdot, r_1} = \left\{ \sqrt{\frac{1, \xi \xi}{r, r_1}} + \sqrt{\frac{1, \xi \xi}{r, r_2}} \right\} = r_1, \cdot$$

والقاسم للمجموعة الثانية هو :

وللمجموعة الثالثة :

ه – اقسم كل عامود على قاسم المجموعة التي ينتمي اليها لتحصل على درجات التشبع بالعامل الأساسي = (1,۸۹ ÷ ۱,۸۹ \div ۱,۸۹ \div ۱,۸۹ \div ۲,۰۰۰) .

حساب درجات التشبع بالعوامل الطائفية:

7 - كون جدولا نظريا لمعاملات الارتباط المتوقعة على أساس درجات التشبع بالعامل الأساسي (١) ثم اطرح خلايا هذا الجدول من خلايا الجدول الأصلي لمعاملات الارتباط لتحصل على جدول البقايا بعد العامل الأساسي . واذا كانت هذه الطريقة مناسبة للتحليل فان البواقي بعد العامل الأساسي خارج المربعات القطرية تكون عديمة الدلالة الاحصائية . ونظرا لأن المثال الحالي مثال فرضي فاننا سنجد أن البواقي خارج المربعات القطرية معدومة تماما ، وتنحصر جميع البواقي في المربعات القطرية ، واليك فيما يلي هذه البواقي بعد استخراج العامل الأساسي .

⁽١) نترك الطااب تكوين هذا الجديرل .

.1	٨	٧	٦	8	٤	٣	۲	١	رقم الاحتبار
-	-	_	_	_	_	. • ٢	۰۰۳	()	١
-	_	_	-	_	-	,٠٦	()	۰,۳	۲
_		-				()	٠٠٦	٠٠٢	۴
	-	_	.•7	-17	()	_	_		٤
_	–	_	٠٠٨	()	٠١٢.	-	_	-	٥
_	_	-	()	٠٠٨	٠٠٦	_	_	-	٦
۲٤,	,17	()	_	-	_	_	_	_	٧
۰۰۸	()	.17	¦ –	-	-	_	_	_	٨
()	۰۰۸	37.	-			-	_	-	4

جدول (١٢٠) البواقي بعد العامل الأسسي

حذ البواتي في كل مربع من المربعات القطرية على حدة وحلله بالطريقة العادية الماركزية أو الجمع البسيط ، مع وضع تقديرات مناسبة للخلايا القطرية تحصل على النتيجة النهائية الآتية :

الطائفي (٣)	الطائفي (٢)	الطائفي (١)	الأساس	العامل
				الاختبار
-	*****	٠,١٠	٠,٩٠	١
-	_	٠,٣٠	۰,۸۰	۲
-	-	٠,١٠	۰٫۷۰	٣
_	٠,٣٠	_	٠,٦٠	٤
_	٠,٤٠	-	٠,٥٠	
-	٠,٢٠	_	٠,٤٠	٦
٠,٦٠	~~~	-	٠,٣٠	V
٠,٢٠		_	۰٫۲۰	٨
47,€ 4	_	_	۰٫۱۰	٩

جدول (١٢١) نتيجة التحليل بطريقة الموامل الطائفية

طريقة العوامل الجمعية (١): Bi-Factor Method

تشبه طريقة العوامل الجمعية كثيرا طريقة برت للعوامل الطائفية . فهي تقوم أيضا على أساس أن المعاملات خارج المربعات القطرية هي التي تحلل أولا لاستخراج درجات التشبع بالعامل الأساسي ، ثم تحلل البواقي في المربعات القطرية للحصول على درجات التشبع بالعوامل الطائفية .

والمعادلة الأساسية التي تستخدم في حساب درجات التشبع في هذه الطريقة مؤسسة على أن درجة تشبع أي اختبار (س مثلا) بالعامل الأساسي (م) يمكن استخراجه مسن معاملات الارتباط بينه وبين أي اختبارين (ص ، ع مثلا) يشتركان معه في هذا العامل الأساسي .

وفي حالة الجدول المحتوي على عدد كبير من المتغيرات مقسمة الى مجموعات كما هو الحال في المثال الأخير (جدول ١٦٤) يمكن أن نرمز لمجموع معاملات الارتباط في المربعات بالرموز الآتية :

و تكون درجة تشبع أي اختبار في المجموعة (أ) ولكن اختبار سكما هي في المعادلة الآتيــة :

حيث كل من ، هم = مجموع معاملات ارتباط الاختبار س في المربعات ء ، هـ .

، و ــ المجموع الكلي لمعاملات المربع و

ولنأخذ اختبار (أ) في المجموعة الأولى من الجدول (١٦٤) .

وبذلك يتسى لنا حساب معاملات التشبع بالعامل الأساسي . ونرى أنها مطابقة تماما لها في طريقة برت . وننتقل بعد ذلك الى حساب البواتي في المربعات القطرية ثم تحليل هذه البواتي . ويتبع هولزنجر نفس الطريقة السابقة في ذلك .

فاذا رجعنا الى جدول البواقي بعد العامل الأساسي في المثال السابق (جدول ١٦٥) وان درجة تشبع اختبار (أ) بالعامل الطائفي يمكن حساب من :

، درجة تشبع اختبار (٨) بالعامل الطائفي للمجموعة الثالثة يمكن حسابه من :

وهكذا نصل الى نفس النتائج في التحليل التي توصلنا اليها بطريقة برت للعوامل الطائفية.

خاتمـــة:

بالرغم من الوقت القصير نسبيا الذي مر منذ أول محاولة للتحليل العاملي الا أن التقدم الذي أحرزه هذا الفرع من التحليل يعد كبيرا للغاية ، فقد اكتشفت طرق عديدة لهذا الذي أحرزه هذا الفرع من التحليل ولم نذكر منها الا بعضها في هذا الباب . كما أن استخدام التحليل العاملي قد زاد عن نطاق الهدف الذي بدأ به – وهو القدرات العقلية في سائر نواحي البحوث قد زاد عن نطاق الهدف الذي بدأ به – وهو القدرات العقلية في سائر نواحي البحوث

النفسية والاجتماعية ـ فقد تدخل في بحوث الشخصية وسماتها وأنماطها لدرجة كبيرة ، وأصبح أداة يعتمد عليها كثير من الباحثين الاجتماعيين كذلك في مقاييس الرأي العام والاتجاهات وغيرها . الا أننا يجب ألا نساق في ذكر ما لهذا الفرع من مزايا فننسى الحدود التي يجب أن نأخذها في الاعتبار عند استخدامه .

وأهم هذه الحدود ما يأتي :

التي شملها البحث ، بمعنى أن العامل العام الذي يظهر في بطارية من الاختبارات يختلف في طبيعته وتفسيره عن العامل العام الذي يظهر في بطارية من الاختبارات يختلف في طبيعته وتفسيره عن العامل العام الذي يظهر في بطارية أخرى ، فهذا يتوقف على نوع العمليات العقلية التي تتكون منها البطارية .

النتائج الاحصائية للتحليل تتوقف على العينة التي تطبق عليها المقاييس فالعامل الدي يفسر على أنها عامل السرعة اذا طبق نفس الاختبار على الكبار .

٣ — وزيادة على ذلك فان النتائج تتوقف كذلك الى حد كبير على المادة التي تصاغ فيها مقاييس العمليات العقلية ، سواء كانت المادة ألفاظا أو صورا أو أعدادا أو أداء Performance فكما أن البحوث قد ميزت بين العوامل التي تتوقف على الوظائف العقلية (الاستدلال والتذكر) فقد ميزت أيضا بين العوامل التي تتوقف على المادة التي تصاغ فيها هذه الوظائف .

٤ — وأخيرا فان طريقة التحليل لا تنجح الا اذا كانت مؤسسه على اختيار ناجح للبطارية التي تحلل . فتحليل أي جدول ارتباطي بطريقة التحليل العاملي كثيرا ما يؤدي الى نتائج لا معنى ولا قيمة لها . ويحتاج هذا الى البدء بفرض يتضمن العوامل التي يحتمل ايجادها في التحليل (١) ويجمع الباحث لذلك من الاختبارات في البطارية مما قد يحقق له الغرض أو يرفضه .

ولهذا فان خطة استخدام طريقة التحليل العاملي ينبغي أن تسير في الخطوات الآتية :

⁽١) ويمترض الكثيرون على طريقة التحليل العاملي اعتراضاً يبدو وجيهاً ۽ أن الباحث يجد في المهاية الدوامل التي أعدها قبل التحليل ۽ والواقع أن هذا الاعتراض مردود عليه . فالتحليل العاملي كأي طريقة علمية لا بد أن يبدأ بفرض قد يظهر التحليل في النهاية خطأه وبعده عن الحقيقة .

- احتبر صلاحية الطريقة للبحث فلا تصاح طريقة التحليل العاملي لتحقيق أي فرض أو حل أية مشكلة ، بل تتوقف صلاحيتها على اختيار المجال المناسب .
 - ٢ --- ابدأ بفرضر يتعلى بالعوامل المحتملة التي قد تنتج من التحليل .
- ٣ ــ وتبعا لهذا الفرض تخير عددا كافيا من المقاييس أو الاختبارات (ومن المتفق عليه أن العامل الواحد لا يتحدد الا بثلاثة اختبارات أو مقاييس) .
- عدة المجتمع الذي تأخذ منه العينة ، واختيار المجتمع يتطلب النظر الى عدة نواحى تتوقف على طبيعة البحث الذي تقوم به .
- حدد طريقة اختيار العينة وعدد أفرادها بالتقريب. وينبغي أن يكون هذا العدد مناسبا حتى تكون النتائج في الخطوات المختلفة للتحليل ذات دلالة احصائية يمكن الاعتماد عليها.
- ٦ بعد حساب معاملات الارتباط ، وهي الحطوة الأساسية في التحليل العاملي ، تغير الطريقة التي تستخدمها في التحليل فليست كل طريقة صالحة لتحليل أي جدول ارتباطي كما أسلفنا .
- لا يتخذ نتائج التحليل الأولى ، بل يفضلون ادارة المحاور لتنقية العوامل الناتجة وتوضيح الصورة الأخيرة بقدر الامكان .
- ٨ ــ وأخيرا فنتيجة التحليل ليس من السهل تعميمها بل يحتاج هذا التعميم الى
 بحوث كثيرة في ظروف مختلفة مما لا يتسنى لباحث واحد القيام به عادة .

أسئلة على الباب السابع

١ جـ اشرح المقصود من طريقة التحليل العاملي مبينا أهم مزاياه وحدوده كطريقة من طرق تحقيق الفروض العلمية .

٢ -- « يعتبر سبيرمان مؤسس مدرسة التحليل العاملي » ناقش هذه العبارة مبينا الحدمات التي قدمها سبيرمان لهذه الطريقة العلمية .

٣ ــ قارن مع التمثيل بين النظريات المختلفة التي وضعت لوصف العلاقة بين العمليات العقلية المختلفة . ثم وضح كيف يمكن التوفيق بين وجهات النظر المختلفة فيها .

اشرح مع التمثيل ما تفهمه مما يأتي :

١ - الترتيب الهيراركي .

٢ - المعادلة الرباعية .

٣ - ادارة المحساور .

المصفوفة الارتباطية الآتية تبين العلاقة بين تسعة اختبارات . استخدم الطريقة المركزية في تحليلها (يكتفي بثلاثة عوامل : واحد عام واثنان قطبيان) .

عملیات حسابیة	۸ ادر الا	< ذا كرة الأشكال	م سلاسل الأرقام	الاستدلال	Taille &	ع ذا كرة الأمثال	الاشكال	- المناسبات الأزقام	الفظ
٠١٤,	۸۲۰	,۱۷	۰۱۳	۷۱,	,٦٤	٥١,	,۱۲		1
۰۸۰	۰۲,	,٧٢	,••	۰۱,	,۱۹	۲۷,	,		۲
,£Y	٥٧,	٠٤٠	۲۲,	۲۱,	۰۱,				٣
,17	,۱۳	-11	٠٢,	,00	-				1
,27	,۱۸	٠١٣.	۲۱,						٥
,£Y	۰۸۰	ه ځ,	-						7
,۷۸	,£4	_							٧
۰۳,									٨
_									1

جدول (۱۲۲) مصفوفة ارتباطية لستة اختبارات

ثم استنتج من هذا التحليل طبيعة العوامل التي تفسر هذه المعاملات .

٦ اختبر البواقي بعدالعامل الطائفي الأول لتحديد ما اذا كانت تصلح للتحليل بطريقة التقسيم المتزايد Sub-Divided Factors . وطبق هذه الطريقة في حالة صلاحية البواقي لذلك.

٧ – ما المقصود من المفهوم و التركيب البسيط ، الذي يهدف ثرستون الى الوصول اليه في التحليل وما شروطه ؟ الى أي حد تعتبر نمط التشبعات في طريقة العوامل الطائفية مستوفية لهذه الشروط ؟ .

حاول ادارة المحاور في التحليل الذي حصلت عليه في السؤال الخامس بطريقة الرسم لتقترب بقدر الامكان الى التركيب البسيط . مبينا رأيك في هذه الطريقة كوسيلة علمية للوصول الى نتائج موحدة ثابتة Unique .

٩ -- اختر أي طريقة من طرق التحليل الى العوامل الطائفية وطبقها على جدول
 (١٢٥) ثم اشرح طبيعة العوامل التي تصل اليها من هذا التحليل .

١٠ اشرح مثالين تستطيع أن تستخدم فيهما طريقة التحليل العاملي في البحوث الاجتماعية ، موضحا في أحدهما بالتفصيل الخطوات الي تسير عليها حتى تصل الى حل المشكلة الاجتماعية التي تبحثها .

فهرست الكتاب

الصفحة		الموضوع
ò	ن	مقدمة المؤلفير
٧	: تصنيف البيانات وتمثيلها بالرسم	الباب الأول
•	القياس في علوم الأنسان	•••
11	التوزيع التكراري	
19	تمثيل التوزيع بالرسم	
Y1	المضلع التكراري	
77	المدرج التكـــراري	
44	المنحني التكـــراري	
۳.	المنحبي التكراري التجمعي	
۳۱	أنواع المنحنيات التوزيعية	
۳۹ .	: المتوسطات أوالقيم المركزية	الباب الثاني
٤١	المتوسط الحسابي	*
٤٩	الوسيط أو الأوسط	
70	المنوال أو الشائع	
09	مقارنة بين المتوسطات الثلاثة	
٦٧	مقاييس التشتيت	الباب الثالث
٧٠	المسدى المطلبق	• •
VY	نصف المدى الربيعي	
٧٣	الانحراف المتوسط	
٧٥	الانحراف المعياري	
۸۱	مقارنة بين مقاييس التشتت	

الصفحة	الموضوع
٨٤	معامل الاختلاف
	استخدام معامل الاختلاف في المقاييس النفسية
4.	والتر بويسسة
11	الدرجة المعيــــارية
44	المثين
4.4	استخدام الرتبة المثينية في البحوث النفسية
۱۰۷	الباب الرابع للنحني الاعتدالي وخواصه :
1.4	نسبة الاحتمال
117	التوزيع الاعتدالي في المقاييس النفسية والاجتماعية
111	جدولُ المنحني الاعتدالي ــ الارتفاع
141	تحويل التوزيع الى أقرب توزيع اعتدالي
171	المساحسة
144	مقياس « ت » والدرجة التائية
144	تلخيص لأهم خواص المنحني الاعتدالي
144	مقاييس انحراف التوزيع عن الاعتدالي :
122	الالتــــواء
۱۳۷	التفر طـــح
181	الباب الحامس : الارتبـــاط :
124	مقلم
188	معامل ارتباط الرتب
701	معامل ارتباط بيرسون
179	الانحدار والتنبسؤ
178	الارتباط الثنسائي
۱۸۰	معامــل فــاي
177	خاتمة في معامل الارتباط
140	الباب السادس العينات ومقاييس الدلالــة
197	العينسات واختيارها :
147	العينة العشوائية

الصمحة				11				
199		ــة الطيقــة	· .tı	الموضوع				
*		•	العينـــة ا					
7 • 1		تعيــده ييس الاحصائية	_					
7.7		ييس الاحصاليه المتوسط الحسابي	·					
7.0		المدوسط احسابي ا	•					
7.7		ات الوسيسط ات النسبسة	•					
7.4		ات النسبسة مل الار تباط	•					
۲۱.	. تاما ال	ش الدرباط أ المعباري لمعامل ا						
717		دلالة الفروق والفرض الصفري دلالة ال						
414	دد نه انفروی و انفراض انصفري اختبار « ت »							
445	استخدام اختبار «ت» في قياس ثبات معامل الارتباط							
777	اختبار کا ۲							
ን ሞለ	حجبار کا ۲ - کا ۲ کاختبار لنوع العلاقة بین متعبریں							
724	حساب معامل التوافق من كا ٢ حساب معامل التوافق من كا ٢							
722	تحليل التبـــــاين تحليل التبـــــاين							
770		ح الباب السابع						
* 7∨		G						
779	أهداف التحليل آلعاملي الخطوات التجريبية التي أدت الى التحليل العاملي							
777	ے اور اللہ سین اللہ ای	الخطوات التجريبية التي أدَّث أنى التحليل العاملي معادلة الفروق الرباعية						
**		"						
444	اكتشاف العوامل الطائفية الطرق العملية للتحليل العامل ي بَنح خ							
۲۸۰	T T							
794		طريقة الجمع البسيـط الطريقة المركزيـة						
444	الطريقة العوامل الطائفية طريقة العوامل الطائفية							
4.8		طريقة العوامل الطائفية طريقة العوامل الجمعية						
۳.٥			خاتم					
	97/1- ۲91	رقم الإيداع						
	977 / 10 / 0907 /9	الترقيم الدولى						
L		I. S. B. N						



